



Interactions sociales et comportements des ménages : Une étude de l'offre de travail et de la consommation des ménages en côte d'ivoire

Florent Melesse

► To cite this version:

Florent Melesse. Interactions sociales et comportements des ménages : Une étude de l'offre de travail et de la consommation des ménages en côte d'ivoire. Economies et finances. Université Panthéon-Sorbonne - Paris I, 2007. Français. NNT : . tel-00354254

HAL Id: tel-00354254

<https://theses.hal.science/tel-00354254>

Submitted on 19 Jan 2009

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

UNIVERSITÉ PARIS I – PANTHÉON – SORBONNE

U.F.R. de SCIENCES ÉCONOMIQUES

N° attribué par la bibliothèque

Année 2007

|2|0|0|7|P|A|0|1|0|0|1|1|

Thèse de doctorat
présentée et soutenue publiquement par

MELESSE FLORENT

LE 09/05/2007

INTERACTIONS SOCIALES ET COMPORTEMENTS DES MENAGES :

UNE ETUDE DE L'OFFRE DE TRAVAIL ET DE LA CONSOMMATION DES MENAGES EN CÔTE D'IVOIRE

DIRECTEUR DE THESE : M. FRANCOIS GARDES

JURY :

RAPPORTEURS :

Gérard FORGEOT,
Philippe MERRIGAN,

Administrateur de l'INSEE
Professeur à l'Université du Québec à MONTREAL

SUFFRAGEANTS :

Andrew CLARK,
François GARDES,
Patrice GAUBERT
Jean-Claude BERTHELEMY,

Directeur de recherche au CNRS
Professeur à l'Université de Paris I
Professeur à l'Université de Paris XII
Professeur à l'Université de Paris I

L'Université de Paris I Panthéon-Sorbonne n'entend donner aucune approbation ou improbation aux opinions émises dans cette thèse. Ces opinions doivent être considérées comme propres à leur auteur.

*à mon père
et
à ma mère*

REMERCIEMENTS

Je n'aurais jamais pu réaliser ce travail doctoral sans le soutien d'un grand nombre de personnes dont la générosité, la bonne humeur et l'intérêt manifestés à l'égard de ma recherche m'ont vraiment permis de progresser.

En premier lieu, je tiens à remercier mon Directeur de thèse, monsieur FRANCOIS GARDES, pour la confiance qu'il m'a accordée en acceptant d'encadrer ce travail doctoral, pour ses multiples conseils et pour toutes les heures qu'il a consacrées à diriger cette recherche. J'aimerais également lui dire à quel point j'ai apprécié sa grande disponibilité et été extrêmement sensible à ses qualités humaines d'écoute et de compréhension tout au long de ce travail doctoral.

Je sais infiniment gré au GOUVERNEMENT FRANÇAIS qui, à travers le Service de Coopération et d'Action Culturelle (SCAC) de l'Ambassade de France en Côte d'Ivoire, m'a accordé une bourse pour le DEA, puis a financé ces années de recherches doctorales.

Je remercie messieurs JEAN-CLAUDE BERTHELEMY, GERARD FORGEOT, ANDREW CLARK de s'être rendu disponible pour la présoutenance, de m'avoir prodigué maints conseils et d'avoir accepté de participer au jury de thèse.

J'exprime ma gratitude à messieurs PHILIPPE MERRIGAN et GERARD FORGEOT de l'intérêt qu'ils ont manifesté à l'égard de cette recherche en s'engageant à être les rapporteurs.

Mes remerciements vont également à monsieur PATRICE GAUBERT pour avoir accepté de participer à ce jury de thèse.

Je remercie particulièrement ANDREW CLARK pour nos nombreuses discussions et la confiance qu'il a manifestée à l'égard de ce travail.

Je souhaiterais aussi adresser ma gratitude aux autres doctorants du laboratoire CES-CERMSEM pour m'avoir permis d'exposer quelques parties de cette recherche et pour l'ambiance de travail très agréable qu'ils ont su créer grâce à leur très grande ouverture d'esprit.

En dépit de mes obligations d'enseignant à l'Ecole Nationale Supérieure de Statistique et d'Economie Appliquée (ENSEA) d'Abidjan, ce travail de recherche a été particulièrement facilité par la compréhension du Directeur de cet établissement et de mes collègues.

Je tiens à exprimer ma reconnaissance à :

- monsieur KOFFI N'GUESSAN (Directeur de l'ENSEA) pour avoir négocié le financement des activités de recherche auprès du SCAC d'Abidjan et pour m'avoir accordé un financement exceptionnel de l'UEMOA pour la soutenance de la thèse,
- les enseignants-chercheurs KOUAKOU JEAU-ARNAUD, KOUADJO HUGUES, OUATTARA ABOUDOU, CHITOU BASSIROU, YAYA KEHO, ESSO LOHOUES JACQUES, DARES KOUAME, pour m'avoir facilité la tâche dans les répartitions et les programmations des activités de l'ENSEA.

Ces remerciements seraient incomplets si je n'en adressais pas à l'ensemble de ma famille et à l'ensemble de mes amis pour l'aide et le soutien qu'ils m'ont apportés au cours de ces années de thèse.

Un grand merci à ELLA et AUGUSTIN N'DRI pour leurs soutiens et encouragements lors des différents séjours à Paris et pour avoir joué chacun le rôle de relecteur du document final.

Enfin tous les remerciements du monde ne seraient pas assez pour exprimer toute ma reconnaissance à MAPE. Sa patience et son soutien au cours de toutes ces années m'ont énormément apporté.

Table des matières

Table des Matières	1
Introduction Générale	5
1 Situation du problème dans l'analyse économique	8
2 Apport des travaux de Duesenberry	10
3 Développement des interactions sociales	12
4 Plan de la thèse	17
1 Groupes de référence et modélisation des interactions sociales	20
1 Introduction	21
2 Deux études classiques sur les interactions sociales	22
2.1 Interdépendance des préférences et comportements de consommation	22
2.2 Interdépendance des préférences et offre de travail	29
3 Groupes de référence	34
3.1 Utilité des groupes de référence	35
3.2 Choix des groupes de référence	39
4 Modélisation économique des interactions sociales	43
4.1 Types de modèles	43

4.2	Spécification linéaire des interactions sociales	46
4.3	Spécification des interactions sociales en choix discrets	47
5	Problème d'identification dans les modèles avec interactions sociales	49
5.1	Critique de Manski	49
5.2	Résolution des problèmes d'identification	51
6	Conclusion	54
2	Choix d'occupation et Groupe de référence	62
1	Introduction	63
2	Littérature sur les choix d'occupation	65
3	Modèle Logistique Multinomiale (LM) de choix d'occupation avec interactions sociales	68
3.1	Modèle	69
3.2	Implémentation économétrique	71
4	Modèle Logistique Multinomiale Emboîté (LME) de choix d'occupation avec interactions sociales	73
4.1	Indépendance des alternatives non pertinentes	73
4.2	Structure du modèle LME	75
5	Estimation des modèles	77
5.1	Approche méthodologique et choix des groupes de référence	78
5.2	Variables et identification des effets	80
5.3	Tests des hypothèses IIA et d'homoscédasticité des résidus	82
6	Résultats des estimations	83
6.1	Modèle logistique multinomial	84
6.2	Modèle logistique multinomial emboîtée	87

7	Interprétations des résultats	93
8	Conclusion	98
3	Interactions sociales et Arbitrages budgétaires	107
1	Introduction	108
2	Notions de base	110
2.1	Consommation ostentatoire	110
2.2	Habitudes de consommation	112
2.3	Modèle AIDS	113
3	Prise en compte des groupes de référence et des habitudes	116
3.1	Structure de base	117
3.2	Groupe social et identification du modèle	120
4	Données d'étude	123
4.1	Caractéristiques du niveau de vie entre 1993 et 2002	123
4.2	Niveau de vie et caractéristiques socio-démographiques des ménages	125
5	Préparation des variables du modèle	129
5.1	Construction d'un pseudo-panel de ménages	129
5.2	Postes de dépenses	130
5.3	Evolution de la structure de consommation	132
6	Résultats d'estimation du modèle	136
6.1	Identification des paramètres	136
6.2	Analyse des résultats d'estimation	138
6.3	Groupe de référence et dépenses de consommation alimen- taire : une illustration de la loi d'Engel relative	142

7	Conclusion	144
4	Consommation Ostentatoire, Statut Social et Culture de Pauvreté	155
1	Introduction	156
2	Modèle	160
2.1	Economie	160
2.2	Niveau de statut social	161
2.3	Croyances et signaux	162
2.4	Utilités individuelles et statut social	163
2.5	Optimisation individuelle	166
3	Equilibres de signal	168
3.1	Equilibres mélangeants	168
3.2	Equilibres séparateurs	171
4	Implications sur la situation de pauvreté	173
4.1	Pauvreté et consommation ostentatoire	173
4.2	Relation avec les équilibres	176
5	Conclusion	178
	Conclusion Générale	188
	Bibliographie	195

Introduction Générale

La science économique est très souvent vue comme le domaine d'étude des marchés, des institutions dans lesquels les agents agissent l'un sur l'autre par un processus anonyme de formation des prix. Une vue beaucoup plus large est celle d'une science qui se préoccupe fondamentalement de la répartition des ressources et qui s'appuie sur l'idée que les personnes répondent aux incitations. Dans cette optique, les économistes peuvent étudier, théoriquement et empiriquement, la façon dont les incitations forment toutes les interactions qui affectent la répartition des ressources.

La pratique empirique habituelle consiste à déduire la nature des interactions de l'observation de ses résultats. Ceci pose un problème subtil d'identification car les résultats observés peuvent être produits par plusieurs processus alternatifs, ou encore ces résultats peuvent être le produit de processus agissant séparément sur les divers agents. A cet égard, l'un des problèmes d'identification très souvent présent est celui de la circularité engendrée par des chaînes de causalité.

Ce problème de causalité circulaire est aujourd'hui relativement bien documenté. Manski (1993a, 1995) l'aborde en examinant un modèle de régression dans lequel le comportement individuel dépend linéairement du comportement moyen dans le groupe, des attributs exogènes des membres du groupe et d'autres caractéristiques. Il montre que ce problème d'identification survient parce que le comportement moyen

dans le groupe est lui-même déterminé par le comportement des membres du groupe. Par conséquent les données sur des résultats n'indiquent pas si le comportement de groupe affecte réellement le comportement individuel, ou si le comportement de groupe est simplement l'agrégation des différents comportements.

Ce problème apparaît presque systématiquement dans l'étude des interactions sociales. Or les interactions sociales semblent intervenir dans plusieurs phénomènes économiques. Elles apparaissent lorsque des actions émanant d'un ou de plusieurs individus et qui n'interviennent pas à travers un marché affectent la décision d'un autre individu. La distinction entre les influences à travers un marché et hors marché est essentielle. Les influences de marché se produisent, en effet, à travers le système de prix et affectent directement et indirectement les ressources et les opportunités. Les économistes se sont principalement intéressés aux échanges qui interviennent sur un marché. Dans la perspective de la théorie générale d'équilibre, les interactions hors marché soit n'étaient pas des phénomènes d'intérêt intrinsèque, soit étaient considérés comme des problèmes de marchés incomplets qui peuvent empêcher l'économie de réaliser l'optimum social. Dans ce sens, la prescription économique consiste à éliminer les extériorités en complétant le marché par des droits de propriété (Coase, 1960).

Les sociologues ont une plus longue tradition dans l'analyse des interactions sociales. Ils ont étudié les groupes sociaux comme des unités de base de la société. Le regain d'intérêt des interactions sociales dans les analyses économiques vient certainement de l'insuffisance des déterminants économiques classiques dans l'explication des phénomènes d'une part et de la nécessité de concevoir l'action économique comme une action sociale particulière d'autre part. Par exemple, l'objectif commun

à plusieurs recherches a été d'apprendre si une certaine forme d'interaction pourrait expliquer l'observation fréquente que les personnes appartenant à un même groupe tendent à se comporter pareillement. Ces recherches ont posé le problème de circularité mentionné précédemment.

Par interactions sociales, on se réfère donc à une large classe d'environnements économiques dans lesquels les fonctions de coûts dépendent directement des choix opérés par d'autres agents. Selon Manski (2000), les agents agissent l'un sur l'autre par leurs différentes actions car une action choisie par un agent peut affecter les contraintes, les espérances ou les préférences d'autres agents. Mais Manski précise que les agents peuvent interagir tout simplement parce que leurs préférences sont interdépendantes. En effet, plusieurs analyses économiques ont considéré les préférences individuelles comme exogènes. Ces analyses ont donc négligé la possibilité que, par exemple, la quête d'un statut social par les individus affecte leurs décisions. Or déjà, dans le travail de Duesenberry (1949), les effets du revenu relatif sont pris comme un déterminant fondamental du comportement d'épargne individuel. Des études récentes confirment cette hypothèse d'utilité relative selon laquelle l'utilité d'un individu dépend non seulement de sa consommation mais également de son revenu relatif à un revenu de référence (voir sur ce point les importants travaux de Clark (1996) et Clark et Oswald (1998)).

Le but de ces approches est de fournir une explication aux comportements d'ensemble qui pourrait émerger des interactions entre les individus. Les modèles d'interactions sociales s'appliquent donc à plusieurs contextes aussi bien en économie que dans certaines sciences sociales telles que la sociologie, la psychologie sociale, la linguistique, etc. Ces contextes d'études sont très divers et vont de l'étude de l'effet du

voisinage sur les inégalités (Benabou, 1993) aux agglomérations spatiales (Schelling, 1971), des choix de technologie (Farrell et Saloner, 1985) aux préférences (Alessie et Kapetyn, 1991), des comportements des parties politiques (Kollman, Miller, et Page, 1997) aux cascades informationnelles (Banerjee, 1992).

1 Situation du problème dans l'analyse économique

Malgré les observations critiques de plusieurs économistes (Veblen, 1899 ; Pigou, 1913 ; Marshall, 1920), la théorie néoclassique du consommateur est restée fondée sur les deux hypothèses selon lesquelles les préférences individuelles sont indépendantes et les goûts exogènes. Dans une large mesure, ces deux hypothèses peuvent se justifier dans le contexte du laissez faire et par la réticence des économistes à s'attaquer à des phénomènes qui apparaissaient hors des frontières de la discipline.

Les hypothèses d'indépendance des préférences et de réversibilité dans le temps des comportements de consommation sont deux hypothèses fondamentales de la théorie de la demande agrégée et à la base de la fonction de consommation keynésienne. Duesenberry (1949), dans son étude critique de la consommation keynésienne, remet en cause la validité de ces hypothèses. Sur cette base, deux types d'amélioration ont été proposées dans la littérature. Premièrement, les goûts sont supposés endogènes et leur formation formulée à travers des fonctions d'utilité et de demande intertemporelles (Gorman, 1967 ; Pollak, 1970 ; Houthakker et Taylor, 1970) ; c'est dans cette littérature qu'on trouve les travaux sur la formation des habitudes. Deuxièmement, les préférences des consommateurs sont supposées interdépendantes, cette interdépendance étant justifiée par des considérations sociales et culturelles dans les choix du consommateur (Duesenberry, 1949 ; Leibenstein¹,

¹Leibenstein (1950) incorpore formellement le phénomène de "consommation ostentatoire"

1950).

L'importance de la prise en compte de l'interdépendance des préférences, lorsqu'elle existe, peut être illustrée par un exemple simple. Supposons que le vrai processus qui génère les données est donné par :

$$h_i = \text{const} + \alpha w_i(1 - \tau) + \beta y_i + \eta \bar{h} \quad (1)$$

où h_i , w_i , et y_i sont respectivement le volume horaire de travail, le taux de salaire et le revenu non salarial de l'individu i ; \bar{h} la moyenne arithmétique des heures de travail et τ le taux fiscal.

Dans cette équation, il apparaît clairement que le volume de travail de l'individu i est influencé par la quantité moyenne de travail dans l'économie. Le processus générateur des données considéré implique que le volume moyenne de travail dans l'économie est donné par :

$$\bar{h} = \text{const} + \alpha \bar{w}(1 - \tau) + \beta \bar{y} + \eta \bar{h} \quad (2)$$

L'effet d'une modification du taux τ s'écrit alors :

$$d\bar{h}/d\tau = -\alpha \bar{w}/(1 - \eta) \quad (3)$$

Si on ne réalisait pas que les comportements sont indépendants, et qu'on incluait faussement $\eta \bar{h}$ dans la constante, on aurait obtenu $d\bar{h}/d\tau = -\alpha \bar{w}$. Par conséquent, l'effet aurait été sous-estimé par un facteur de proportionnalité de $1/(1 - \eta)$. Prenons par exemple η égal à 0,5, alors l'effet de la modification du taux d'imposition connaît

dans une théorie de demande du consommateur.

une sous-estimation de 50%. Plusieurs études récentes relatives aux effets de la taxation sur l'offre de travail ont estimé des formes fonctionnelles pour lesquelles il est possible que un effet tel que $\eta\bar{h}$ soit "caché" dans la constante.

Pour mieux cerner la notion d'interaction sociale et l'engouement intellectuel actuel qu'elle suscite dans l'explication de phénomènes économiques, il faut certainement remonter à l'étude de Duesenberry (1949).

2 Apport des travaux de Duesenberry

Duesenberry (1949) s'inscrit à l'époque dans une série de travaux critiques de la théorie keynésienne et de ses développements. Il cherche à représenter, de façon empirique, la réalité des comportements économiques, notamment ceux liés à l'arbitrage entre la consommation et l'épargne. En effet, la fonction de consommation keynésienne repose sur deux hypothèses fondamentales de la théorie de la demande agrégée : 1) l'indépendance des comportements de consommation d'un individu à l'autre et 2) la stabilité dans le temps de ces comportements. Selon Duesenberry, ces hypothèses ne sont pas vérifiées et la relation entre la consommation et l'épargne n'est pas valide.

Il reformule donc cette théorie en introduisant l'interdépendance des préférences. Selon lui, la compréhension des choix de consommation doit commencer par une bonne connaissance du caractère social de ces comportements. La théorie des préférences postule que les individus désirent des biens spécifiques, mais elle ne précise pas la façon dont ces désirs surviennent, ni la façon dont ces désirs changent. Selon Duesenberry, ces biens sont désirés pour la nécessité d'une part, et pour le maintien du statut social ou du plaisir d'autre part. Dès lors, on voit apparaître l'importance

de l'interdépendance des préférences.

Duesenberry décrit plusieurs exemples d'interdépendance dans le comportement de consommation. En utilisant des données des achats de consommateurs effectués en 1935-1936, il trouve que le pourcentage de revenu dépensé en consommation est fortement corrélé à la position de la personne dans la hiérarchie de revenu. Duesenberry propose une théorie de la consommation qui s'appuie sur trois propositions : 1) les besoins vitaux et les activités culturellement déterminées requièrent la consommation de certains types de biens ; 2) chacun de ces besoins, nécessaires ou sociaux, peut être satisfait par un certain nombre de types de biens qualitativement différents ; 3) il existe un accord (certainement psychologique, tacite) sur une échelle de classement pour les biens qui peuvent être utilisés dans un même but. Sur cette base, Duesenberry tente d'expliquer l'arbitrage entre consommation et épargne : cet arbitrage n'est pas lié à un mécanisme de planification rationnelle mais plutôt à un mécanisme d'apprentissage et de formation d'habitude.

En effet, selon Duesenberry, deux forces majeures agissent sur la consommation : 1) l'effet de démonstration et 2) la signification sociale. L'effet de démonstration est une information apportée par le comportement des autres. Il dépend de la fréquence des contacts entre un individu et un groupe de personnes auquel il se réfère. La signification sociale de la consommation amène l'individu qui aspirent à un meilleur niveau de vie à souhaiter des biens de meilleure qualité, sur l'échelle de classement admis, pour renvoyer une meilleure image sociale de lui-même. Les mécanismes de démonstration et de comparaison entre les individus dans la société constituent donc une incitation à la consommation.

La critique de la théorie keynésienne par Duesenberry dépasse le seul problème

de l'épargne ; il s'agit plus globalement d'une critique de la théorie standard du consommateur. Si l'interdependance des préférences affecte les choix entre consommation et épargne, elle affecte aussi très probablement les choix entre loisir et travail ou entre d'autres types de comportements tels que le fait de fumer et le fait de ne pas fumer, par exemple. On ne peut donc prétendre avoir une explication complète des comportements tant que certains facteurs n'ont pas été analysés, notamment : 1) la structure des préférences individuelles, 2) la formation des espérances, 3) la structure sociale qui fonde le caractère interdépendant des préférences.

3 Développement des interactions sociales

Etudes théoriques

L'intérêt des interactions sociales dans les études économiques s'est développé en raison de l'observation de leur présence dans plusieurs domaines d'études : pauvreté et inégalité, croissance, formation du capital humain, etc.

Formation du capital humain, théorie du consommateur

Les théories des interactions sociales analysent le rôle de l'influence des groupes dans la détermination des positions socioéconomiques des individus. Elles sont utilisées pour expliquer certaines formes de formation du capital humain ou d'obtention d'un emploi. Par exemple, dans certaines études portant sur le voisinage résidentiel (Bénabou, 1993, 1996) ou le type d'établissement scolaire (cité par Durlauf, 1996), la performance académique et l'acquisition de capital humain sont modélisées comme les résultats des efforts individuels, des aspirations individuelles, mais aussi de la dépense éducative par tête des autres membres du voisinage résidentiel. Banerjee et Besley (1990), en étudiant les effets des groupes de paires, montrent par exemple

que l'effort fournit par un élève à l'école est fonction des niveaux d'efforts des autres élèves.

Ces théories sont aussi utilisées pour approfondir les analyses classiques du comportement des consommateurs. Ainsi, par exemple, Hayakawa et Venieris (1977) ont élaboré plusieurs structures des utilités et proposé des axiomes sur l'interdépendance des préférences. Leur recherche a montré le besoin de concepts supplémentaires en vue de capter le rôle du groupe de référence dans le choix du consommateur. Dans ce même ordre d'idée, Ireland (2001) explore l'importance du statut social et son incidence sur le comportement individuel. Il introduit dans la fonction d'utilité un terme qui reflète la façon dont le consommateur est perçu par les autres agents et, par un jeu de signal assuré par des contributions volontaires, il montre que la recherche du statut social influence les choix de consommation.

Théorie des externalités

L'externalité ou effet externe désigne une situation économique dans laquelle l'acte de consommation ou de production d'un agent influe positivement ou négativement sur l'utilité d'un autre agent, sans que cette influence s'effectue via un marché. Du point de vue de la théorie standard des marchés, ces phénomènes sont des défaillances de marché puisque ce sont des effets qui ne sont pas pris en compte par le système de prix. Il est donc nécessaire, pour assurer le bon fonctionnement du marché, de pallier ces défaillances en les internalisant. Les mécanismes d'internalisation ont pour objectif de compenser l'inefficacité générée par l'externalité, ce qui permet alors d'obtenir (ou du moins de tendre vers) un équilibre Pareto-optimal.

On sait que Coase (1960) a montré que les externalités ne constituent pas un problème économique si les droits de propriété sont clairement définis et que les

coûts de transaction sont nuls. Cette solution générale au problème des externalités négatives, souvent transposée aux externalités positives, rencontre toutefois quelques limites dans la pratique. Certains droits de propriété peuvent être difficiles à définir, notamment si les ressources ne peuvent être divisées ou délimitées par des droits de propriété. Par ailleurs, il n'est pas toujours possible d'identifier les personnes qui profitent (externalités positives) ou qui subissent (externalités négatives) et l'usage qu'elles en font. En effet, par exemple, les bénéficiaires n'ont aucun intérêt à se manifester, ils risqueraient de devoir payer pour un bien dont ils peuvent disposer gratuitement. De plus, le problème des externalités ne peut être réduit à un problème bilatéral puisque les externalités peuvent constituer un phénomène diffus impliquant un grand nombre d'agents dans des relations directes ou indirectes, formelles ou informelles (Massard, 1997). Il est donc difficile d'envisager la signature d'accords entre l'émetteur et l'ensemble des récepteurs.

Au delà de ces limites propres à l'étude des externalités, le constat principal qui émerge est le fait que cette approche est très normative et semble négliger totalement la base sociale qui pourrait expliquer, et être même le canal de transmission, de certaines externalités (éducation, consommation, etc.). L'approche par les interactions sociales paraît donc, de ce point de vue, plus globale et plus profonde puisqu'elle mobilise les structures sociales, aborde la question de l'identification des mécanismes et celle des évaluations empiriques.

Etudes empiriques

Les interactions sociales sont particulièrement importantes parce qu'elles peuvent aider à l'explication de grandes variations de résultats agrégés dans le temps et dans l'espace. En effet, il arrive qu'on observe sur certaines variables d'études des varia-

tions beaucoup trop importantes pour être expliquées par des mécanismes économiques classiques.

Par exemple, Levitt (1997) (cité par Moffitt, 2001) a montré que seulement 25 pour cent de la variation des déviances comme l'addition de drogue aux Etats-Unis de 1960 à 1975 peuvent être expliquées par l'évolution démographique. Mulligan (1995) (cité par Moffitt, 2001) a montré que la forte féminisation de la force de travail au cours de la seconde guerre mondiale ne peut s'expliquer ni par des modifications salariales ni par le coût d'opportunité du temps. De même, les fortes augmentations du taux de divorce ou du taux de naissance hors mariage semblent être partiellement expliquées par les variables observables. Akerlof, Katz et Yellen (1996) lient l'augmentation des naissances hors mariage aux changements dans l'usage des moyens contraceptifs, mais ce lien est indirect et passe par des stigmates associés au fait d'être une mère non mariée ou un père délinquant.

Clark (2001) analyse l'influence de l'environnement social sur la manière dont les chômeurs perçoivent leur situation. Son étude empirique utilise des données du «British Household Panel Survey» qui contient des renseignements relatifs à l'état de bien-être déclarés par les individus sondés ("mental well-being"). L'exploitation de ces données lui permet de montrer que la perte de bien-être due au chômage est d'autant plus faible, toutes choses égales par ailleurs, que le taux de chômage local est fort. Ces éléments suggèrent que la perception des pertes de bien-être associées à la perte d'un emploi ne dépendent pas seulement de la diminution du revenu, mais aussi de l'environnement ambiant. Le stigmatisme social associé au statut de chômeur est plus marqué si une petite proportion de la population est sans emploi, mais devient moins important si le chômage est une situation qui se banalise. La contribution de Clark

souligne que ce type de phénomène peut être à l'origine d'une hystérésis du chômage, dans la mesure où un accroissement du chômage peut conduire à une diminution de l'incitation à retrouver un emploi, ce qui auto-entretient l'augmentation du chômage. Cette étude souligne avec force que les préférences sont marquées par le milieu social dans lequel les individus évoluent. Elles incitent à enrichir les hypothèses usuelles concernant les préférences individuelles en économie. Tel est l'objet des contributions consacrées aux fondements théoriques des interactions sociales.

Un effort considérable a été effectué pour développer les modèles économétriques et les méthodes d'estimation qui incorporent les dépendances entre individus (Pollak, 1976 ; Kapteyn, 1977 ; Van Stadt, Kapteyn et Geer, 1985). Des applications empiriques intègrent l'étude de l'interdépendance des préférences dans les allocations des dépenses du consommateur (Alessie et Kapteyn, 1991 ; Kapteyn et al., 1997), dans l'offre de travail (Aronsson, Blomquist et Sacklen, 1999).

Cette revue de quelques travaux théoriques et empiriques permet de constater que dans le traitement analytique et quantitatif des interactions sociales deux approches se dégagent : une première approche dans laquelle l'individu reste la référence et les interactions sociales agissent à travers un réseau d'interdépendance. Brock et Durlauf (2001a) classent ces modèles dans le domaine des préférences individuelles. La seconde approche introduit le comportement de groupe de référence dans la fonction d'utilité individuelle. Cette spécification utilisant les groupes de référence est de loin la plus présente dans la plupart des études. La raison vient certainement des difficultés liées à la modélisation des réseaux de relations entre individus et de la disponibilité de bases de données de réseaux, comme la base de

données exceptionnelle *Add Health*². L'approche par des groupes de référence présente donc un réel avantage comparatif. Cependant, la modélisation pose sur le plan économétrique des problèmes d'identification des paramètres structurels.

4 Plan de la thèse

Cette thèse est organisée en quatre chapitres. Les chapitres sont relativement indépendants dans la mesure où les approches, tant économiques que méthodologiques, diffèrent de l'une à l'autre. Cependant ils sont introduits dans une problématique unique de l'analyse économique des interactions sociales.

Dans le premier chapitre (*Groupes de référence et modélisation des interactions sociales*), nous abordons par une revue de la littérature les problèmes des groupes de référence et de la modélisation des interactions sociales. A cet égard, nous développons la modélisation et la mesure de l'influence des interactions sociales sur des comportements spécifiques : la consommation et l'offre de travail. Ces travaux insistent en particulier sur l'importance de l'information relative aux comportements des groupes et sur la spécification de la relation entre les groupes et les individus qui les composent. Ce chapitre proposera donc un aperçu des différentes approches théorique et empirique sur les groupes de référence. Il fournira un panorama des modèles d'interactions sociales et des estimations économétriques des effets d'interactions sociales. A partir de la présentation des spécifications économétriques des modèles et des difficultés afférentes, ce chapitre oriente tacitement les travaux qui

²Cette base de données américaines est issue de l'enquête *National Longitudinal Study of Adolescent Health* (1994 - 2003) qui avait pour objectif d'étudier la façon dont les contextes sociaux (familles, amis, pairs, écoles, voisinages et communautés) peuvent influencer les comportements de santé et les comportements à risque des adolescents. Ces données *Add Health* ont été utilisées dans certains travaux dont ceux de Lohéac (2004), Clark et Lohéac (2006) et Gardes *et al.* (2006).

seront abordés dans les chapitres ultérieurs.

Le deuxième chapitre (*Groupe de référence et choix d'occupation*) sera consacré à une modélisation économétrique des choix d'occupation d'individus prenant en compte les interactions sociales. Cette modélisation posera clairement, dans le cas discret, les difficultés relatives à l'intégration dans le modèle des variables d'interactions sociales, puis à l'estimation économétrique des effets des interactions sociales. Les données provenant d'une enquête ménage (EP93) en Côte d'Ivoire serviront de base de données d'estimation. La question fondamentalement posée dans ce chapitre est celle de savoir si dans les choix d'occupation des chefs de ménage ivoiriens les interactions sociales jouent un rôle important et d'analyser la nature de ces interactions sociales et de leur impact. Il s'agira donc d'établir un schéma précis d'analyse permettant de mesurer, en plus des indicateurs classiquement mobilisés sur la base de la théorie du capital humain, l'importance de l'influence des groupes de référence des individus. L'étude des choix occupationnels des individus est d'autant plus indispensable que le statut sur le marché du travail paraît jouer un rôle primordial sur le niveau de vie des ménages.

Le troisième chapitre (*Interactions sociales et Arbitrages budgétaires*) considèrera plus directement le comportement de consommation des ménages à travers une étude de l'allocation par les ménages de leurs ressources entre les principales fonctions de dépenses. L'importance des interactions sociales restera au centre de cette étude des variations des coefficients budgétaires et des élasticités. Comment les groupes de référence influencent-t-il l'utilisation par les ménages de leur revenu ? Les évolutions des comportements de consommation sont-elles endogènes ou obéissent-elles à des nécessités de l'environnement social, ou sont-elles purement liées aux variations

de revenu ? Il s'agit d'introduire dans une étude empirique précise les notions de consommation ostentatoire conçu par Veblen (1899) et de formation des habitudes de consommation abordée par Pollak et Wales (1969). Ces concepts seront testés sur des données d'enquêtes ménages (EP93, ENV1998 et ENV2002) de la Côte d'Ivoire.

Enfin, dans le quatrième chapitre (*Consommation ostentatoire, statut social et culture de pauvreté*) nous nous posons les questions de la justification logique des dépenses en biens ostentatoires et de leur incidence sur le niveau de vie futur des individus. La recherche du statut social dans le groupe de référence est prise en compte. L'information sur les ressources de chacun est une information privé, tout au moins imparfaite pour les autres agents. Dans ces conditions, la nécessité de la consommation ostentatoire comme signal est posée en relation avec des objectifs précis d'amélioration des ressources futures. L'objectif recherché est celui de la rationalisation de comportements de consommation observés dans certains milieux, notamment dans plusieurs pays en développement, et une analyse positive de la culture de pauvreté.

Dans ce travail, nous explorons donc les pistes que nous proposent différentes études relatives à la modélisation des interactions sociales. Une partie importante de cette recherche porte sur l'utilisation des techniques empiriques pour analyser l'effet des interactions sociales sur le comportement des ménages, notamment le comportement d'offre de travail et celui de la consommation. La recherche théorique vise à inclure les observations empiriques dans une construction analytique générale. Ceci afin de montrer que ces relations entre agents économiques pourraient représenter une réelle dimension économique propre susceptible d'être la base, encore faiblement explorée, de certains phénomènes économiques.

Chapitre 1

Groupes de référence et modélisation des interactions sociales

1 Introduction

Le champ des études économiques est ouvert et se développe avec les analyses de phénomènes nouveaux ou antérieurement négligés. Dans une certaine mesure, les interactions sociales se présentent comme un aspect ignoré ou insuffisamment abordé dans les analyses économiques. Pourtant elles peuvent être réellement présentes dans plusieurs sujets économiques et jouer un rôle majeur. Les interactions sociales semblent présentes dans les choix de consommation, dans les comportements d'offre de travail, dans la formation du capital humain, etc. Ce sont des sujets fondamentaux du comportement microéconomique.

Bien que le sujet ne puisse pas être considéré comme capital dans les décennies précédentes, force est de remarquer que certaines études ont réellement tenté d'aborder la modélisation des interactions sociales par exemple dans les travaux de Duesenberry (1949) et de Leibenstein (1950). Les difficultés de la modélisation et surtout celles des estimations économétriques sur données afin d'en quantifier les effets expliquent, en partie, le traitement parcimonieux des interactions sociales. La recherche économique a réellement progressé dans l'analyse des interactions sociales au cours de ces deux dernières décennies. La question de la définition empirique et de la prise en compte des groupes de référence s'est clarifiée et les problèmes économétriques sont abordés avec beaucoup plus d'arguments depuis les travaux de Manski (1993).

Ce chapitre se propose de situer la place des interactions sociales dans les études économiques contemporaines¹. La section 2 consiste en une présentation de deux

¹Le lecteur intéressé par une revue de littérature relativement large sur les interactions sociales pourra se référer à la thèse de Loéhac (2004). En fait, ce chapitre approfondie une partie de la littérature choisie expressément pour engager et orienter les travaux des chapitres ultérieurs.

études abordant les interactions sociales. La première (Pollak, 1976) est une étude sur les interactions sociales dans les comportements de consommation, la seconde (Woittiez et Kapteyn, 1998) porte sur les interactions sociales et l'offre de travail. La question de la détermination et de la construction des groupes de référence est étudiée dans la section 3. Les sections 4 et 5 portent respectivement sur la modélisation économique des interactions sociales et les techniques d'estimation économétrique des interactions sociales. La section 6 conclue ce chapitre.

2 Deux études classiques sur les interactions sociales

L'objectif n'est pas de faire une revue exhaustive de la littérature économique sur les interactions sociales mais de souligner les critiques auxquelles sont confrontées plusieurs études : l'absence d'une construction empirique pratique des groupes de référence et l'identification des effets des interactions. Il semble en effet difficile de présenter un modèle général des interactions sociales en raison de la multiplicité des approches. Nous présentons deux modèles judicieusement choisis pour illustrer les difficultés.

2.1 Interdépendance des préférences et comportements de consommation

Dans son article "Interdependent Preferences", Pollak (1976) propose un modèle de l'interdépendance des préférences et examine les implications sur la consommation. Pollak remarquait que bien que les préférences des uns sont influencées par les consommations des autres, les analyses de la consommation n'incorporaient point cette réalité de façon satisfaisante. A cet égard, l'on peut considérer ce travail de

Pollak comme pionnier dans la modélisation de l'interdépendance des préférences. Dans cet article, Pollak propose un cadre d'analyse des interactions sociales dans une démarche semblable à celle de l'analyse de la formation des habitudes².

Pollak utilise un système linéaire de dépense (*Linear Expenditure System*) où la fonction de demande de l'individu r pour le bien i à la période t s'écrit :

$$\begin{aligned} q_{it}^r &= h^{rit}(P_t, \mu_t) \\ &= b_{it}^r - \frac{a_i^r}{p_{it}} \sum_k p_{kt} b_{kt}^r + \frac{a_i^r}{p_{it}} \mu_t^r \end{aligned} \quad (1.1)$$

où p représente le vecteur des biens auxquels tout le monde est confronté ; $k = 1, \dots, i, \dots, K$ représente l'ensemble des biens dans l'économie. a et b sont les paramètres de la fonction d'utilité dont est dérivée cette fonction de demande. Pollak fait l'hypothèse que a est constant et que l'interdépendance joue à travers b . Il introduit ainsi une dépendance de la consommation individuelle à la consommation des autres individus dans la société en faisant l'hypothèse que b dépend linéairement de la consommation passée de tous les individus :

$$b_{it}^r = b_i^{r*} + \sum_{s=1}^S \beta_i^{rs} q_{it-1}^s \quad (1.2)$$

où S est le nombre d'individus dans la société. L'introduction de (1.2) dans l'équation (1.1) a pour conséquence que les paramètres a et b sont invariants dans le temps.

²Pollak reconnaît très explicitement deux formes majeures de la formation endogène des préférences ("major form of endogenous taste change") : la formation des habitudes et l'interdépendance des préférences.

Ainsi, la consommation en bien i à la période t de l'individu r dépend de sa propre consommation passée et des consommations passées de tous les autres individus, β_i^{rs} étant le poids affecté par l'individu r à la consommation de bien i par l'individu s . Selon Pollak, l'hypothèse selon laquelle l'interdépendance se transmet par la consommation passée est cohérente avec la croyance que l'acquisition des préférences est une partie du processus de socialisation. Le fait que l'interdépendance retardée semble plus réaliste que l'interdépendance simultanée est un argument séduisant mais fragile dans la mesure où rien n'est spécifié concernant la durée des périodes (Pollak, 1976, p. 310). Ce modèle peut être considéré comme général dans la mesure où il englobe l'habitude et l'interdépendance (dans l'équation (1.2), s représente tous les individus, r inclus, la consommation passée en bien i de tout le monde est donc prise en compte). Le cas particulier d'interdépendance pure est associé à $\beta^{rr} = 0$, quand $s = r$ (il n'y a pas d'effet d'habitude).

Ce modèle est à la base des études empiriques sur les interdépendances des préférences. Elles se distinguent selon qu'elles introduisent ou non l'habitude dans la fonction de demande. Les poids qu'attribue l'individu à la consommation des autres personnes auxquelles il est confronté sont inobservables. Il est alors fait l'hypothèse que l'individu attribue le même poids à tous les membres de son groupe de référence. Ainsi, la partie interdépendante de la fonction de demande dépend du comportement moyen des autres individus, soit :

$$\bar{q}_{it-1} = \frac{1}{S} \sum_{s=1}^S q_{it-1}^s \quad \text{et} \quad \hat{\beta}_i^r = S\beta_i^r \quad (1.3)$$

Deux variantes du modèles sont établies selon la façon dont l'individu se considère lui-même. La première tient compte du poids qu'il attribue à sa propre consom-

mation passée (habitude). Il pondère ainsi tout le monde de la même façon, lui y compris :

$$\beta_i^{rs} = \beta_i^r \quad s = 1, \dots, S \quad (1.4)$$

Dans ce cas, l'équation (1.2) devient :

$$b_{it}^r = b_i^{r*} + \hat{\beta}_i^r \bar{q}_{it-1} \quad (1.5)$$

Dans la deuxième variante du modèle, l'individu ne prend pas en compte sa propre consommation passée (pas d'habitude), il attribue le même poids à tout le monde en s'excluant du groupe :

$$\beta_i^{rs} = \begin{cases} \beta_i^r & s = 1, \dots, r-1, r+1, \dots, S \\ 0 & s = r \end{cases} \quad (1.6)$$

Dans ce cas, l'équation (1.2) devient :

$$b_{it}^r = b_i^{r*} + \hat{\beta}_i^r \bar{q}_{it-1} - \beta_i^r q_{it-1}^r \quad (1.7)$$

Que ce soit dans (1.5) ou dans (1.7), b_{it}^r dépend linéairement de la consommation passée moyenne. Cependant, une correction concernant la propre consommation passée de l'individu est faite dans (1.7). Pour obtenir les fonctions de demandes individuelles correspondantes (avec et sans habitude), il faut substituer (1.5) ou (1.7) dans l'équation (1.1). À ce niveau du modèle, Pollak ne détaille pas qui sont les « autres », ceux qui influencent l'individu. En fait, il s'agit de tous les autres consommateurs dans la société, auxquels l'individu affecte un poids non-nul à la consommation.

Pollak prend en considération l'analyse de Duesenberry (1949) selon laquelle les changements de goûts sont causés par la fréquence des contacts avec des biens de plus grande qualité et non pas par une meilleure connaissance de leur existence. Ainsi, les préférences d'un individu seront plus influencées par la consommation de ceux avec qui il a des contacts fréquents que par celle des individus avec qui il est plus distant. Pollak utilise les principes de l'influence hiérarchique (un individu est influencé par celui qui se situe au dessus de lui) pour étudier des fonction de demandes dans le court terme et le long terme. Les effets complets de l'interdépendance des préférences sont mieux observés dans le long terme, dans la mesure où c'est à partir des séries longues qu'il est possible de la distinguer des phénomènes d'habitude.

Les économistes ont construit leur conception de l'interdépendance des préférences sur la spécification simultanée de Duesenberry (1949), ainsi Pollak pense que nombreux sont ceux qui seront mal à l'aise avec la formulation retardée qu'il en donne. Il croit fermement en cette hypothèse d'interdépendance retardée qu'il juge plus vraisemblable et plus facilement contrôlable. Son avantage significatif est d'impliquer un ajustement graduel spécifique d'un équilibre vers un autre (ceux-ci devant s'effectuer sur des périodes relativement courtes). Ainsi, les avantages relatifs de l'interdépendance retardée par rapport à l'interdépendance simultanée devront être jugés sur leur utilité empirique.

Cependant, du point de vue des applications, le choix du modèle est conditionné par le type de données disponibles. Un panel long (plus de deux vagues) permet d'estimer un modèle d'interdépendance retardée avec formation d'habitude. En effet, même s'il y a un lien entre la consommation des autres (interdépendance) et la consommation de l'individu (habitude) à chaque période retardée, la multiplica-

tion des périodes permet d'en distinguer les effets et leur endogénéité (par des effets fixes). Un panel court (deux vagues) ne permet d'estimer qu'un modèle d'interdépendance retardée (sans formation d'habitude). Enfin, des données transversales (les plus répandues) ne permettent que l'estimation de modèles d'interdépendance contemporaine³.

Enfin, si un certain nombre de développements théoriques sont illustrés par l'influence hiérarchique ou l'influence entre deux classes, les restrictions au modèle général de l'interdépendance des préférences sont apportées sur le nombre de référents (ou groupes de référence) :

- S'il y a autant de référents que d'individus « autres », alors il y a $S - 1$ paramètres β_i^{rs} d'interdépendance et un paramètre β_i^{rr} d'habitude.
- S'il y a un seul référent, tous les individus « autres » sont agrégés, par exemple par une moyenne (mais d'autres mesures sont possibles), il y a alors un paramètre d'interdépendance $\hat{\beta}_i^{rs}$ et un paramètre d'habitude β_i^{rr} .
- Il peut exister des modèles intermédiaires qui distinguent des groupes de références selon des critères discriminants. Dans ce cas, il y a plusieurs groupes de référence. Une autre alternative est que chaque individu n'a qu'un seul groupe de référence, mais celui-ci ne rassemble pas tous les "autres" présents dans l'environnement.

Ces considérations sont particulièrement importantes lorsque le problème du choix des groupes de référence est abordé. L'application des modèles où chaque individu affecte un poids différent à la consommation de chaque autre personne

³Gardes (2004a,b) propose une méthode d'instrumentation des dépendances temporelles par cohortes. Il est ainsi possible de donner une dimension temporelle à des données transversales.

n'est pas réaliste. En effet, il est impossible d'observer de telles pondérations. Il faut par conséquent émettre des hypothèses quant à la construction du ou des groupes de référence d'un individu.

Critiques sur le modèle de Pollak (1976)

Plusieurs critiques peuvent être émises sur ce modèle de Pollak. Premièrement, Pollak utilise un système linéaire de dépense (LES). Ce système de dépense a l'inconvénient, par rapport au système AIDS (Almost Ideal Demand System) et à la plupart des autres spécifications, d'imposer une relation systématique entre élasticité revenu et élasticité prix du fait de la séparabilité additive⁴ et de ne pas permettre, dans certaines situations, la possibilité de biens inférieurs. Cette situation est excellentement illustrée dans l'étude de Blanciforti, Green et Gordon (1986) : lorsque le coefficient budgétaire d'un bien diminue, l'élasticité revenu augmente puisque le coefficient budgétaire marginal est toujours positif. Cette propriété est d'autant plus irréaliste qu'elle ne correspond pas vraiment à certains biens tels que l'alimentation. Le modèle AIDS permet beaucoup plus de flexibilité de ce point de vue.

Deuxièmement, sur les groupes de référence, alors que la construction de Pollak semble s'inspirer du travail de Duesenberry, l'idée même de regarder l'influence du groupe sur le comportement des individus ne correspond pas vraiment à l'approche de Duesenberry. En effet, Duesenberry soutient que le comportement de l'individu est influencé par l'individu ayant un statut supérieur. Or, le groupe de référence contient plusieurs personnes dont certaines ne sont pas forcément au dessus, en terme de statut social, de l'individu considéré.

⁴Le lecteur trouvera dans l'Annexe 2 du chapitre 3 de la thèse une présentation des principales hypothèses des systèmes de demande.

Troisièmement, dans ce travail de Pollak, si la notion de groupe de référence est abordée, aucune indication n'est fournie sur la construction pratique des groupes de référence à partir des données. On trouve dans l'article de Woittiez et Kapteyn propose une démarche originale dans l'évaluation des variables sur les groupes de référence.

2.2 Interdépendance des préférences et offre de travail

Dans cet article, Woittiez et Kapteyn (1998) proposent d'incorporer l'interdépendance des préférences et la formation des habitudes dans un modèle néoclassique d'offre de travail féminine. Les auteurs supposent que les individus pourraient avoir acquis une disponibilité à travailler un certain volume horaire hebdomadaire (formation d'habitude) et que le volume horaire de travail qu'ils préfèrent pourrait dépendre du volume horaire de travail des autres individus (interdépendance des préférences). La formation des habitudes et l'interdépendance des préférences se réfèrent conjointement à la formation des préférences. Les auteurs analysent le comportement d'offre de travail des individus dans une structure de modèle Tobit généralisé. Les données utilisées sont issues d'une enquête relative aux femmes mariées dans des ménages hollandais en 1985.

Kapteyn et Woittiez adoptent la même démarche que celle de leur article de 1990 ; le volume horaire moyen des femmes dans les groupes de référence est un argument de la fonction d'utilité des femmes. Dans cet article de 1990, les poids de référence étant inconnus, les moyennes dans les groupes de référence sont obtenues grâce à des hypothèses spécifiques. Les résultats d'estimation ont montré une forte influence de la formation des habitudes relativement à l'interdépendance des préférences. Mais, l'interdépendance des préférences apparaît aussi dans les estimations

comme un facteur significatif de l'offre de travail. Cependant, ces résultats d'estimation n'étaient pas très satisfaisants : dans plusieurs cas, les auteurs ont été amenés à imposer des contraintes (de positivité ou de négativité) aux paramètres à estimer.

Pour cette étude de 1998, les auteurs utilisent une meilleure methode pour la construction des variables de groupes de référence. Ils utilisent l'information directe sur les groupes de référence présente dans la base de donnée pour construire des indicateurs du volume horaire travaillé et du taux de participation des individus du groupe de référence. Ces indicateurs sont ensuite reliés aux "vraies" moyennes dans les groupes de référence par le biais d'un modèle analytique de facteurs (exposé ci-après).

Kapteyn et Woittiez modélisent le nombre d'heures que les femmes mariées voudraient travailler, c'est à dire leur "nombre désiré d'heures de travail", ainsi que la décision de ces femmes de participer au marché du travail. Ils proposent pour l'offre de travail l'équation suivante :

$$h_d^k = \beta_{0k} + \beta_1 I_k + \beta_2 w_k + \beta_3 w_k^2 + \epsilon_{hk} \quad (1.8)$$

où h_d^k désigne le nombre d'heures que la femme dans le ménage k souhaiterait par semaine ; w_k le taux de salaire (après prélèvement) ; I_k est le revenu (hebdomadaire) non salarial, incluant tout revenu des autres membres du ménage ; β_{0k} , β_1 , β_2 et β_3 sont des paramètres ; ϵ_{hk} sont les termes d'erreur i.i.d. de moyenne nulle et de variance σ_h^2 .

Pour la modélisation de la participation des femmes mariées au marché du travail, les auteurs introduisent une variable latente p_k^d qui détermine si la femme souhaite participer ($p_k^d > 0$) ou non ($p_k^d < 0$). Ils posent l'équation de participation suivante :

$$p_d^k = \gamma_{0k} + \gamma_1 I_k + \gamma_2 w_k + \gamma_3 w_k^2 + \epsilon_{pk} \quad (1.9)$$

où ϵ_{pk} sont les termes d'erreur i.i.d. de moyenne nulle et de variance σ_p^2 .

Dans la structure présentée ci-dessus, la formation des préférences (formation des habitudes et interdépendances des préférences) est prise en compte à travers une spécification des paramètres de translation⁵ β_{0k} et γ_{0k} . Les paramètres β_{0k} sont supposés dépendre non seulement de la taille du ménage et du nombre d'enfant en dessous de six années d'âge, mais surtout ils dépendent linéairement de la moyenne (retardée d'une période) des heures de travail des femmes du groupe de référence et du nombre d'heures de travail (retardé d'une période) de la femme elle-même. On a une formulation analogue pour les paramètres γ_{0k} . Plus précisément :

$$\begin{aligned} \beta_{0k} = & \beta_{01} + \beta_{02} f_{1k} + \beta_{03} f_{2k} + \beta_{04} a_{2k} + \beta_{05} a_{3k} + \\ & + \beta_{06} a_{4k} + \beta_{07} h_k(-1) + \beta_{08} \xi_{hk}(-1) \end{aligned} \quad (1.10)$$

$$\begin{aligned} \gamma_{0k} = & \gamma_{01} + \gamma_{02} f_{1k} + \gamma_{03} f_{2k} + \gamma_{04} a_{2k} + \gamma_{05} a_{3k} + \\ & + \gamma_{06} a_{4k} + \gamma_{07} p_k(-1) + \gamma_{08} \xi_{pk}(-1) \end{aligned} \quad (1.11)$$

où $h_k(-1)$ désigne le nombre d'heures de travail (*à la période précédente*) de la femme dans le ménage k ; $p_k(-1)$ variable indicatrice de la participation (*à la période précédente*) ; f_{1k} le logarithme de la taille du ménage k ; f_{2k} variable indicatrice de la présence dans le ménage k d'un enfant de moins de six ans d'âge ; $a_{2k} = 1$ si l'âge de la femme dans le ménage k est compris entre 25 et 35 ans, 0 sinon ; $a_{3k} = 1$ si l'âge est entre 35 et 45 ; $a_{4k} = 1$ si cet âge est supérieur à 45 ; $\xi_{hk}(-1)$ désigne la moyenne des heures de travail (*à la période précédente*) des femmes du groupe de référence

⁵Tout comme dans l'article de Pollak et Wales (1981).

du ménage k ; $\xi_{pk}(-1)$ le taux de participation au marché du travail (à la période précédente) des femmes du groupes de référence du ménage k ; β_{01} et γ_{01} sont des paramètres.

Estimation de variables dans les groupes de référence : utilisation d'un modèle analytique de facteur

Le principal problème dans cette spécification est celui de trouver une methode opérationnelle pour déterminer les variables des groupes de références ξ_{hk} et ξ_{pk} . Ces variables étant inobservables, Kapteyn et Woittiez proposent d'utiliser pour leur détermination un modèle analytique de facteurs permettant de les instrumenter. La motivation pour cette demarche vient de ce que leur base de donnée contient des questions⁶ relatives aux groupes de référence des individus. En effet, au cours de l'enquête, il a été demandé aux individus d'identifier dans une liste de groupes d'âge et de niveau d'éducation, ceux qui correspondent aux personnes fréquentées (amis, voisins, collègues, etc.).

Ils construisent d'abord quatre indicateurs x_1, \dots, x_4 du volume de travail dans le groupe de référence. Ces indicateurs sont des moyennes des heures de travail dans des sous populations particulières de femmes mariées. Le premier indicateur x_1 est la moyenne dans la sous-population des femmes mariées ayant les mêmes caractéristiques d'âge et d'éducation que l'enquêtée. Le second indicateur x_2 est la même moyenne mais cette fois-ci dans la sous population des femmes mariées ayant les caractéristiques d'âge et d'éducation dont l'enquêtée a déclarée en être proche. Le

⁶L'idée d'utiliser ces questions pour estimer des nombres d'heures de travail ou des taux de participation présente le défaut que ces questions ne concernent pas vraiment l'objet d'étude. En fait, comme l'expliquent les auteurs, ces questions ont été incluses dans le questionnaire pour une étude annexe relative à la pauvreté subjective.

troisième indicateur x_3 est la moyenne dans la sous population des femmes mariées ayant les mêmes caractéristiques d'âge et d'éducation que le conjoint de la femme considérée. Le quatrième indicateur x_4 est la même moyenne mais cette fois-ci dans la sous population des femmes mariées ayant les caractéristiques d'âge et d'éducation des personnes dont le conjoint a déclaré être proche.

Une fois évalués, ces quatre indicateurs sont utilisés pour approcher la "vraie" valeur ξ_h inobservable dans le modèle analytique de facteur suivant :

$$\begin{cases} x_1 = \alpha_1 \xi_h + \nu_1 \\ x_2 = \alpha_2 \xi_h + \nu_2 \\ x_3 = \alpha_3 \xi_h + \nu_3 \\ x_4 = \alpha_4 \xi_h + \nu_4 \end{cases} \quad (1.12)$$

où ν_1, \dots, ν_4 désignent des termes d'erreur de moyenne nulle et matrice de variance-covariance Φ_h ; les ξ_h sont i.i.d. de moyenne nulle et de variance ω_h ; ν_1 et ξ_h sont supposés indépendants.

Par analogie, le taux de participation au marché du travail se détermine en posant :

$$\begin{cases} x_5 = \alpha_1 \xi_p + \nu_5 \\ x_6 = \alpha_2 \xi_p + \nu_6 \\ x_7 = \alpha_3 \xi_p + \nu_7 \\ x_8 = \alpha_4 \xi_p + \nu_8 \end{cases} \quad (1.13)$$

où ν_5, \dots, ν_8 désignent des termes d'erreur de moyenne nulle et matrice de variance-covariance Φ_p ; les ξ_p sont i.i.d. de moyenne nulle et de variance ω_p ; ν_5 et ξ_p sont supposés indépendants.

Les paramètres de ces systèmes sont estimés, et ces valeurs sont intégrées à l'estimation du modèle principal d'offre de travail car les "vraies" valeurs sur les groupes de référence ne peuvent être observées directement.

Kapteyn et Woittiez aboutissent aux résultats suivants. Lorsqu'ils considèrent le modèle sans la formation des préférences, la taille du ménage et la présence d'enfant de moins de six ans influencent négativement le degré de participation des femmes mariées au marché du travail, ainsi que le nombre d'heures qu'elles voudraient travailler. Le revenu non salarial produit également un effet négatif, ce qui implique que le loisir est un bien normal.

Lorsqu'ils considèrent le modèle complet, c'est à dire le modèle avec formation des préférences - interdépendance des préférences et formation des habitudes, les effets de la taille du ménage et la présence d'enfants de moins de six ans ne sont plus significatifs. Les effets du salaire et du revenu se réduisent en intensité et deviennent non significatifs. L'effet de l'âge se réduit aussi, mais reste statistiquement significatif. La formation des habitudes et l'interdépendance des préférences ont des effets positifs sur le volume de travail désiré et la décision de participer au marché du travail, mais le rôle de la formation des habitudes est beaucoup plus net.

3 Groupes de référence

La première définition explicite du groupe de référence a été produite par Hyman (1942)⁷. Il le désigne par « tout groupe auquel se réfère un individu concernant ses attitudes » (dans le même sens ou dans le sens opposé) et comme « un groupe qui influence les attitudes des individus qui se réfèrent à lui pour évaluer leur propre situation ». Un groupe est défini comme « un ensemble, large ou restreint, de personnes ayant des traits communs (opinions, goûts, activités) » (Orfali, 1999, p. 247).

⁷Lu dans la thèse de doctorat de Loehac (2004).

Le groupe de référence est le groupe dont un individu vise à acquérir les normes, les valeurs et éventuellement le statut qui leur est associé en vue de construire son identité sociale. L'identité sociale est la combinaison de l'identité individuelle et de l'identité collective. L'identité individuelle est l'ensemble des caractéristiques singulières, des rôles et des valeurs que la personne s'attribue, tandis que l'identité collective est la manière dont les individus se définissent et sont définis par autrui sur la base d'appartenances sociales assignées et/ou revendiquées : profession, âge, genre, religion, ethnie, territoire, famille, etc.

Les groupes de référence ont donc, lorsqu'ils sont assimilés aux classes sociales, une *réalité statistique* si l'on utilise des critères simplifiés de différenciation permettant une hiérarchisation des populations. Cependant, en dehors de ces distinctions par des critères statistiques hiérarchisables, un groupe de référence est une *réalité sociologique* (conscience de groupe) lorsqu'elle est animée par un sentiment d'appartenance à ladite classe et la volonté de faire survivre cette classe.

3.1 Utilité des groupes de référence

Plusieurs raisons amènent à modéliser l'impact des interactions sociales sur le comportement des ménages en procédant par les groupes de référence. Ces raisons sont à la fois d'ordre conceptuel et technique.

3.1.1 Justification conceptuelle des groupes de référence

Nous entendons par justification conceptuelle les raisons d'ordre théorique qui fondent la mobilisation de la notion de groupe de référence. Bien qu'il soit possible de rechercher de telles raisons dans les différentes sphères comportementales des individus ou des ménages, nous nous restreindrons aux comportements de choix du

type d'activité sur le marché du travail, c'est à dire le choix du segment du marché du travail, et aux comportements d'utilisation du budget familial, plus précisément la repartition du budget entre différents postes de dépenses.

L'idée principale de la justification vient de ce que le choix d'un segment du marché du travail ou la repartition du budget entre différents postes ne sont pas simplement des comportements à relent économique mais contiennent l'un et l'autre des sous-tendus psychologiques et sociologiques. Par conséquent, nous rechercherons la justification conceptuelle dans la littérature de la psychologie sociale et de la psychologie.

Au delà du capital humain, le choix d'un type d'activité se justifie aussi par la personnalité de l'individu. Les psychosociologues Guichard et Huteau (2001) considèrent que les intérêts professionnels sont un des moyens d'expression de la personnalité et que les inventaires d'intérêts correspondent finalement à des inventaires de personnalité. A partir de six dimensions principales d'intérêts (intérêts mécaniques, scientifiques, sociaux, de bureau, pour les affaires et esthétiques), ils identifient six types de personnalité : réaliste, intellectuel, artistique, social, entreprenant, conventionnel qui permettent de classer les individus selon leur degré de ressemblance avec une ou plusieurs de ces catégories. Le principe est que les personnes qui vivent dans un environnement ont tendance à se rapprocher d'un même type dominant, ce type dominant servant à caractériser l'environnement.

On voit apparaître l'importance de l'environnement. Cette importance est encore portée par une autre théorie de la psychologie sociale, la théorie de la motivation sociale de Ferris et al. (1978) (cité dans Ferris et Mitchell, 1987) qui considère que la motivation est influencée en bonne partie par le groupe de référence. Ainsi, comme la

dynamique des groupes entraîne l'émergence de normes sociales et une cohésion de groupe, les pressions vers la conformité ou l'imitation sociale auront un effet important sur la structure du comportement individuel. Nous appréhendons la motivation non pas uniquement au sens de la motivation dans l'activité que l'on exerce, mais ici la motivation pourrait désigner aussi, de façon plus large, tout type de comportement, et notamment la motivation à rechercher un type particulier d'emploi ou celle d'utilisation son budget d'une certaine manière.

Sur le comportement de consommation des ménages, le sociologue Nicolas Herpin (2004) soutient dans son ouvrage que l'exploitation statistique d'une enquête par Halbwachs fait apparaître des comportements budgétaires qui diffèrent selon le milieu social. Les foyers ouvriers donnent la priorité à l'alimentation, alors qu'à composition et revenu égaux, les ménages d'employés dépensent relativement plus pour leur logement. Selon Herpin, Halbwachs a alors conclu que la force morale qui organise la consommation ouvrière obéit moins nettement à l'altruisme que dans les foyers des autres catégories sociales. En fait, cette observation est un peu une critique de la conception qui voudrait que un fort degré d'*altruisme familial* se traduit par la priorité accordée aux dépenses de logement, les dépenses vestimentaires traduisent l'*égoïsme*. L'alimentation occupe une position intermédiaire entre l'égoïsme et l'altruisme.

On perçoit, comme dans les choix d'occupation, les bases psychologiques des choix de dépenses. Ces bases sont en réalité beaucoup plus large et recouvrent aussi des aspects sociologiques. En effet, Herpin, dans le même ouvrage de 2004, note que cinquante ans après les résultats de l'enquête de Halbwachs, Chombart de Lauwe (1956) et son équipe établissent que les ouvriers sont toujours mal logés et, en ce

domaine, ne font pas l'effort budgétaire que leur niveau de revenu laisserait attendre s'ils appartenaient à la catégorie des employés ou des cadres moyens. On trouve l'explication de ce paradoxe dans le même texte de Herpin : les foyers ouvriers se servent de la proximité entre foyers ayant les mêmes conditions de vie pour créer ensemble une sociabilité différente de celle que l'on observe dans le milieu bourgeois. Entre la classe sociale, collectif très général, et la famille, s'interpose une « société » particulière qu'Halbwachs a négligée : la communauté de résidence. La famille ouvrière y vit en symbiose avec les autres familles du voisinage.

Dans chacun des champs de comportements (choix d'occupation, choix de dépenses), les éléments de littérature présentés ci-dessus soutiennent l'importance de l'environnement social, du groupe auquel appartient ou se réfère l'individu.

3.1.2 Justification technique des groupes de référence

Telle qu'il vient d'être montré, la mobilisation des groupes de référence dans l'explication des comportements des individus et/ou des ménages trouve une justification claire sur le plan de la conceptualisation. Mais, il y a aussi des arguments techniques qui plaident en faveur de l'utilisation des groupes de référence.

En effet, dès lors que l'idée de prendre en compte la réalité des interactions sociales des agents économiques dans les analyses, il se pose tout de suite la question de l'opérationnalisation, c'est à dire la démarche pratique de construction et de mise en exergue de la présence éventuelle d'effets d'interactions. A cet égard, deux options s'offrent immédiatement au modélisateur. La première, assez naturellement car c'est une simple transcription de la définition même des interactions sociales, consiste à concevoir le réseau relationnel des agents, puis envisager l'estimation sur les variables d'intérêt des effets induits de ces interrelations. Mais cette option n'est

pas facilement réalisable parce qu'elle suppose une connaissance préalable de toute la chaîne relationnel, en général, des individus.

La seconde option est de supposer que quelque soit la complexité des relations entre les agents, l'influence de celles-ci sur les comportements individuels se résument et passent le groupe de référence. Cette approche est confortée par les résultats de certaines recherches dont celles de Hayakawa et Venieris (1977) sur les utilités et les axiomes dans l'interdépendance des préférences. qui ont montré que le besoin d'un concept de complémentarité psychologique dans le choix du consommateur est capté par le rôle du groupe de référence.

De plus, c'est cette approche des interactions sociales via les groupes de référence qui se prête plus aisement⁸ aux études économétriques. La modélisation consiste dans ce cas à incorporer le niveau moyen⁹ au niveau du groupe de référence de certaines variables parmi les variables explicatives de la variable d'intérêt sur les individus. Cette approche entre donc dans la démarche classique d'une modélisation économétrique. Cette modélisation porte cependant quelques pathologies spécifiques qui seront abordées dans la suite.

3.2 Choix des groupes de référence

Différentes hypothèses peuvent être faites sur les groupes de référence d'une personne ou d'un ménage, c'est à dire l'ensemble des personnes dont les actions influencent l'individu. En fait deux paramètres doivent être déterminés : a) qui

⁸Bien entendu, la facilité dont il s'agit ici est très relative car les modèles économétriques qui intègrent les groupes de référence présentent eux aussi certaines difficultés, notamment le problème de réflexion.

⁹Et, éventuellement des indicateurs de dispersion : écart-type, le minimum, le maximum, etc.

interagit avec qui (les ménages vivant dans un même voisinage ou les ménages avec des revenus similaires). Et b) quelle est l'intensité de ces interactions.

3.2.1 Structure des groupes de référence

En sciences économiques, les discussions à propos des interactions sociales supposent que le groupe ou les groupes avec lesquels l'individu interagit sont a priori connu. La plupart des données disponibles ne permettent pas d'identifier la composition des groupes de référence. Comme le ou les groupes de référence ne sont généralement pas connus, il est nécessaire de faire des hypothèses relatives à leur construction. Dans la littérature économique, deux critères sont retenus pour les identifier :

- la proximité sociale,
- la proximité géographique.

D'un point de vue théorique, le choix du critère dépend de l'orientation du modèle économique pris en compte. D'un point de vue empirique, il dépend du type de données disponibles ou collectées. La thèse de Loehac (2004) contient un développement assez riche sur les notions de proximité sociale et de proximité géographique. Par exemple, dans les modèles portant sur les comportements à risque des adolescents, un critère de proximité géographique peut être l'école qui identifie le groupe de référence ou du moins l'environnement social. Un critère de proximité sociale serait de retenir diverses caractéristiques de leurs parents (âge, niveau d'éducation, revenus, etc.).

3.2.2 Etendue des groupes de reference

Dans la consruction des groupes de référence, il est important de préciser la mesure de l'étendue de l'influence des actions des personnes les unes sur les autres, c'est à dire la détermination des poids de distance sociale. Nous pouvons noter les trois différentes topologies sociales introduites par Soetevent et Kooreman (2004) : le modèle complet, le modèle cyclique, le modèle de cliques.

3.2.2.1 Modèle complet Considérons une société constituée de N unités (individus ou ménages). Dans le modèle complet, on suppose que tous les ménages accordent un même poids aux décisions de tous les autres ménages de la société. Formellement, cela correspond à :

$$w_{nk} = 1/(N - 1), \quad \forall n = 1, \dots, N; \quad \forall k \neq n, \quad k = 1, \dots, N. \quad (1.14)$$

Dans la littérature, il existe une distinction entre deux types d'interaction en fonction de la taille supposée des groupes de référence : les *interactions globales* et les *interactions locales*¹⁰. Le modèle complet correspond dans cette classification aux interactions globales. C'est une spécification qui est compatible avec une conception de groupes de référence déterminés sur de larges bases telles que l'ethnie, la religion ou la région.

Quant aux interactions locales, elles supposent que chaque agent interagit directement avec seulement un nombre limité d'autres agents dans la population. Dans de nombreuses études, le voisinage d'habitation est le modèle spécifique de ce type de groupe ; mais la modélisation permet la prise en compte d'application beaucoup

¹⁰Pour une étude assez fine des modèles analytiques d'interactions globales et des interactions locales, l'on pourra se référer à la théorie de la percolation.

plus large. Les deux modèles suivants sont deux manières différentes de modéliser les interactions locales.

3.2.2.2 Modèle de cliques Dans ce modèle, la société est partitionnée en T sous-ensembles disjoints de ménages, A_1, A_2, \dots, A_T , avec $T < N$, et $N_t = |A_t|$ le nombre de ménages appartenant au groupe A_t ¹¹. Les préférences d'un ménage sont influencées de façon égale par les autres ménages du même groupe, mais ne sont point influencées par celles des ménages des autres groupes. En d'autres termes, à l'intérieur de chaque groupe, on applique le même système de pondération du modèle complet. Les poids sont symétrique et égaux à :

$$w_{nk} = \begin{cases} 1/(N_t - 1) & \text{si } (k \in A_t) \wedge (n \in A_t \setminus k) \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} \quad (1.15)$$

La topologie des groupes de référence est importante non seulement pour la construction théorique des interactions mais plus encore, la taille des groupes est importante pour juger des biais d'estimation liés à la spécification de l'interdépendance des préférences dans les études économétriques de consommation ou de choix individuel. Cet aspect est largement ignoré dans les écrits actuels. Cependant, l'étude de Gardes et Montmarquette (2003) présente de nouvelles spécifications économétriques qui permettent une estimation de la taille du groupe de référence. À l'aide de données françaises de l'INSEE sur le niveau relatif et subjectif de pauvreté, ils montrent que le groupe de référence est vraisemblablement de très petite taille.

¹¹Notons que lorsque le nombre de groupes est égal à N , et chaque groupe consistant uniquement à un seul ménage, le modèle de cliques se réduit au modèle LES ordinaire sans interactions sociales.

4 Modélisation économique des interactions sociales

4.1 Types de modèles

Plusieurs modèles se dégagent de la littérature économique sur les interactions sociales. Depuis les idées de Duesenberry (1949), les modèles se sont développés en accroissant progressivement les concepts abordés. Il ressort de nos recherches que deux éléments peuvent être considérés comme déterminants dans la différenciation des modèles : la nature qualitative ou quantitative des principales variables d'intérêt et la structure statique ou dynamique (permettant l'estimation des habitudes de consommation). Les principaux modèles sont le modèle de Pollak (1976), le modèle de Brock et Durlauf (2001b), le modèle de Glaeser et Scheinkman (2000).

*Le modèle de Glaeser et Scheinkman*¹²

Les agents sont identifiés par $i = 1, \dots, I$ et chacun d'eux est lié à son groupe de référence P_i^K , $i = 1, \dots, K$, qui sont des sous ensembles de $\{1, \dots, I\}$ ne contenant pas i . Il faut noter que ce modèle permet qu'un individu puisse appartenir à plusieurs groupes de référence ($K > 1$). De sorte qu'on pourrait même discuter des cas où les agents choisissent leurs groupes de référence. Chaque agent est sujet à des "chocs de choix" θ_i , qui appartiennent à un ensemble Θ . Finalement, chaque agent choisit une action $a \in A$. Cet ensemble A peut être fini, cas du choix discret, ou un intervalle, cas du choix continu. L'utilité de l'agent i dépend de son action a_i et des actions choisies par tous les autres agents de son groupe de référence. Plus précisément, Glaeser et Scheinkman proposent la formalisation suivante :

¹²L'annexe 1 montre comment des modèles classiques apparaissent comme des formulations spécifiques du modèle de Glaeser et Scheinkman.

$$U^i = U^i(a_i, A_i^1, \dots, A_i^K, \theta_i, p) \quad (1.16)$$

où

$$A_i^K = \sum_{j=1}^I \gamma_{ij}^k \cdot a_j \quad (1.17)$$

avec $\gamma_{ij}^k \geq 0$, $\gamma_{ij}^k = 0$ si $j \notin P_i^K$, $\sum_{j=1}^n \gamma_{ij}^k = 1$, et $p \in \Pi$ est un vecteur de

paramètres.

En d'autres termes, l'utilité d'un individu i dépend de sa propre action, de la moyenne pondérée des actions des autres individus de son groupe, de ses goûts, et d'un ensemble de paramètres. On suppose que le problème de maximisation dépend uniquement de la capacité de l'agent à observer la moyenne des actions des autres. Dans plusieurs exemples, chaque agent a un seul groupe de référence.

Le vecteur p peut s'interpréter comme le prix (exogène) de la prise de décision. De plus, les auteurs conçoivent $\theta_i = (y_i, \varsigma_i)$, où y_i est le revenu et ς_i les goûts de l'agent. Dans ce cas,

$$U^i(a_i, A_i^1, \dots, A_i^K, \theta_i, p) = V(a_i, A_i^1, \dots, A_i^K, \varsigma_i, y_i - pa_i) \quad (1.18)$$

Les équilibres se définissent de la façon suivante : étant donné un vecteur $\theta = (\theta_1, \dots, \theta_n)$ de Θ^n et p , un équilibre pour (θ, p) est un vecteur $a = (a_1, \dots, a_n)$ tel que, pour chaque i ,

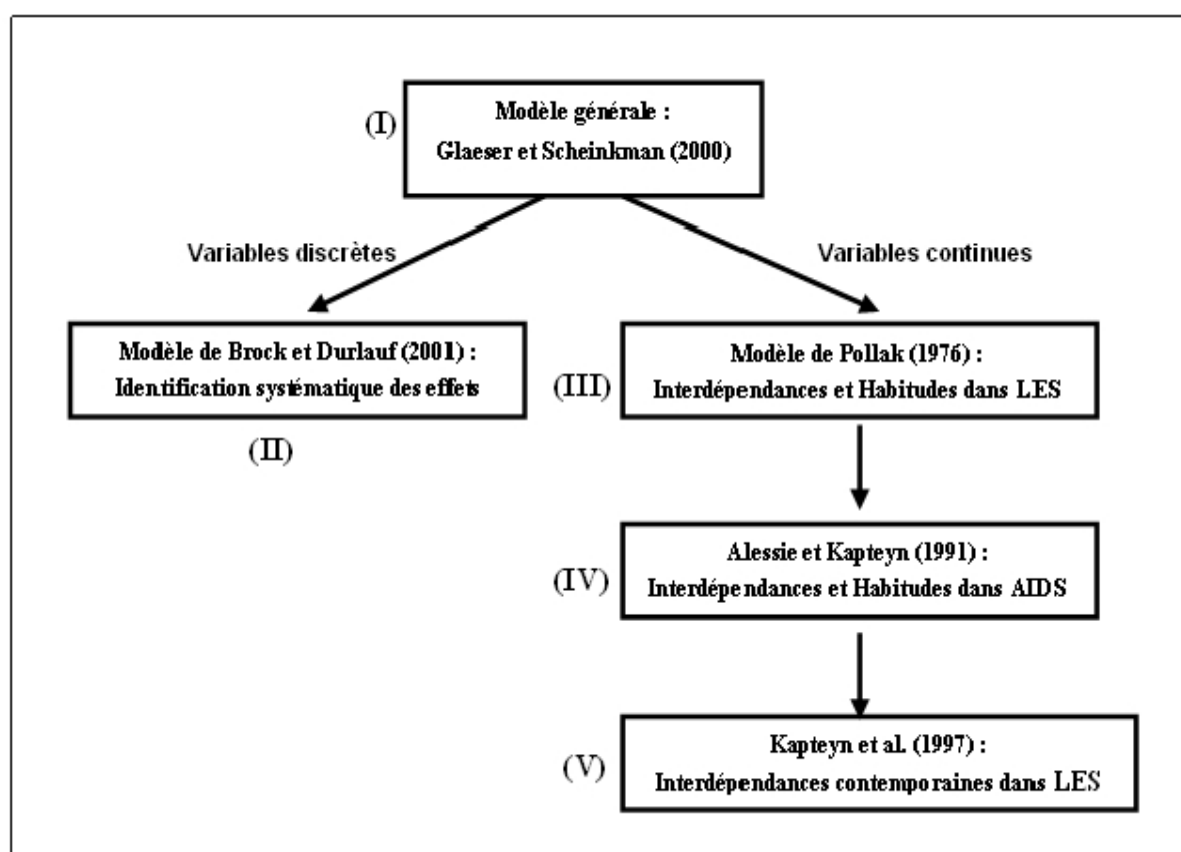
$$a_i \in \arg \max U^i(a_i, \sum_{j=1}^I \gamma_{ij}^1 \cdot a_j, \dots, \sum_{j=1}^I \gamma_{ij}^K \cdot a_j, \theta_i, p) \quad (1.19)$$

Cette définition suppose que l'agent i , en prenant sa décision, observe les A_i^K . Cet équilibre peut s'interpréter comme un point stationnaire d'un système dynamique

dans lequel à chaque point dans le temps, les agents font un choix basé sur les choix précédents des autres agents. Il faut des hypothèses supplémentaires pour garantir la convergence d'un tel système vers un équilibre stationnaire¹³.

Le modèle de Glaeser et Scheinkman apparaît comme une tentative de généralisation de différents modèles qui s'en déduisent selon le schéma suivant :

GRAPHIQUE 1 : Lien entre les principaux modèles d'interactions sociales



¹³Dans leur article, Glaeser et Scheinkman énoncent une proposition (proposition 4 p.18) sur les conditions qui garantissent la convergence vers l'équilibre stationnaire.

4.2 Spécification linéaire des interactions sociales

Plusieurs études sur les effets d'interactions ont considéré que la variable de comportement ω_i est continue et dépend linéairement des différentes variables individuelles et des effets du groupe de référence. Cette hypothèse permet, sur le plan économétrique, l'utilisation de la méthode des moindres carrés ordinaires. Mais, en général, ces études n'ont pas explicité le programme de décision précis à la base de ces spécifications économétriques. Brock et Durlauf (2001) propose un programme simple qui aboutit à cette spécification.

Supposons que l'individu doive résoudre le programme suivant :

$$\max_{\omega_i \in (-\infty, +\infty)} -\frac{1}{2} (\omega_i - \omega_i^*)^2$$

Où ω_i^* représente un choix de référence auquel l'individu i voudrait se conformer.

Lorsque ce choix de référence est égale à $h_i + JE_i(\bar{\omega}_i) + \varepsilon_i$, on obtient la relation :

$$\omega_i = h_i + JE_i(\bar{\omega}_i) + \varepsilon_i$$

C'est le type d'équation étudié par exemple par Manski (1993) et aussi par Moffitt (2001). Dans la littérature, ce modèle est connu sous le nom de "linear-in-means model" car l'effet moyen $E_i(\bar{\omega}_i)$ agit linéairement sur le choix ω_i effectué par l'individu.

L'une des approches pour intégrer les décisions de groupe et comportementale consiste à intégrer le choix du groupe dans un modèle dans lequel le comportement obéit à un modèle linéaire. De tels modèles sont fréquents dans la littérature sur les interactions sociales et ont été étudiés par Brock et Durlauf (2001a,b),

Manski (1993), et Moffitt (2001). En suivant la formalisation dans Brock et Durlauf (2001a,b), les choix comportementaux ω_i sont continus et sont décrits par :

$$\omega_i = k + c'X_i + d'Y_{g(i)} + Jm_{g(i)} + \varepsilon_i \quad (1.20)$$

où on a posé, relativement à l'équation (1.11), la composante d'utilité privée $h_i = k + c'X_i + d'Y_{g(i)}$ et la composante d'utilité sociale $E_i(\bar{\omega}_i) = m_{g(i)}$.

Cependant, en remarquant que plusieurs décisions individuelles sont non continues, Brock et Durlauf proposent une modélisation des choix discrets en présence d'interactions sociales.

4.3 Spécification des interactions sociales en choix discrets

Ce modèle de base est un modèle de décisions binaires effectuées par chacun des I individus. Dans les formulations standards des modèles de choix binaires, chaque individu i est vu comme un agent preneur de décision ω_i . Les deux choix sont notés -1 et 1. Chaque agent opère son choix pour maximiser une fonction V . Cette fonction dépend de deux grands ensembles de caractéristiques de l'agent : un groupe de caractéristiques observables Z_i et un couple d'inobservables aléatoires $\varepsilon_i(1)$ et $\varepsilon_i(-1)$. Le vecteur Z_i peut contenir des éléments tels que les caractéristiques familiales, de modèle de rôle ou de groupes de paires, ou encore des comportements antérieurs.

De façon algébrique, les choix individuels sont solutions du programme :

$$\max_{\omega_i \in \{-1,1\}} V(\omega_i, Z_i, \mu_i^e(\omega_{-i}), \varepsilon_i(\omega_i)) \quad (1.21)$$

Où $\omega_{-i} = (\omega_1, \dots, \omega_{i-1}, \omega_i, \dots, \omega_I)$ représente le vecteur des choix autres que celui de i et $\mu_i^e(\omega_{-i})$ les croyances des individus sur les choix des autres agents. Ces croyances sont supposées indépendantes de la réalisation de chaque $\varepsilon_i(\omega_i)$. On accorde aussi une importance particulière aux espérances de comportements effectuées par chaque agent sur les comportements des autres agents.

On fait aussi l'hypothèse classique sur les différences des termes aléatoires : $\varepsilon_i(-1) - \varepsilon_i(1)$, suit une loi logistique, c'est à dire :

$$\Pr(\varepsilon_i(-1) - \varepsilon_i(1) \leq z) = \frac{1}{1 + \exp(-\beta_i z)}; \quad \beta_i \geq 0 \quad (1.22)$$

L'indice i vise à capter la dépendance des paramètres vis à vis de Z_i : notamment, $\beta_i = \beta(Z_i)$.

Des hypothèses simplificatrices supplémentaires sont nécessaires afin de développer beaucoup plus explicitement les bases du modèle.

D'abord, on suppose que la fonction objective V est additivement séparable en trois composantes :

$$V(\omega_i, Z_i, \mu_i^e(\omega_{-i}), \varepsilon_i(\omega_i)) = u(\omega_i, Z_i) + S(\omega_i, Z_i, \mu_i^e(\omega_{-i})) + \varepsilon_i(\omega_i) \quad (1.23)$$

Où $u(\omega_i, Z_i)$ représente l'utilité privée déterministe, $S(\omega_i, Z_i, \mu_i^e(\omega_{-i}))$ représente l'utilité sociale déterministe, et $\varepsilon_i(\omega_i)$ l'utilité privée aléatoire. Les deux composantes d'utilité privée sont standards dans les formulations économétriques de choix discrets. On suppose que ces composantes aléatoires sont indépendantes entre les individus. En fait, l'apport essentiel dans cette modélisation réside dans l'introduction de considérations liées à l'utilité sociale.

Un avantage de cette formulation est lié à des considérations économétriques. Comme initialement suggéré par Blume (1993) et Brock (1993), la formulation de l'hypothèse que les différences de l'utilité aléatoire suivent une loi logistique signifie que le modèle théorique correspond exactement aux modèles économétriques standards des choix dichotomiques. En conséquence, cette classe de modèle est en principe estimable. De plus, les non linéarités qui apparaissent naturellement sont essentielles pour l'identification des paramètres du modèle (Manski, 1993).

5 Problème d'identification dans les modèles avec interactions sociales

5.1 Critique de Manski

La structure économétrique de toute la recherche sur la mesure des interactions sociales consiste à regresser l'action d'un individu sur l'action moyen d'un groupe d'individus dont les actions sont sensées influencer celle de l'individu considéré.

Cette démarche comporte des problèmes majeurs excellemment discutés par Manski (1993). La critique de Manski (1993, 1995) apparaît comme le point central de l'analyse des interactions sociales. En effet, il faut pouvoir mesurer les effets des interactions et être certain que ce qui est mesuré reflète réellement les types d'effets d'interactions. Manski montre qu'il faut distinguer trois effets :

Les effets endogènes (endogenous effects) selon lesquels la propension d'un individu à s'engager dans une activité donnée est influencée par le comportement moyen pour cette même activité du groupe de référence auquel il appartient.

Les effets contextuels ou exogènes (contextual or exogenous effects) selon lesquels la propension d'un individu à se comporter d'une certaine façon varie avec les

caractéristiques exogènes du groupe de référence.

Les effets corrélés (correlated effects) selon lesquels les individus appartenant à un même groupe se comportent de la même façon car ils ont des caractéristiques similaires inobservées où ils font face à des environnements institutionnels similaires.

Pour clarifier cette distinction, nous reprenons l'exemple de Manski (1993) sur la réussite scolaire d'un adolescent. Il y a un effet endogène si, toute chose égale par ailleurs, la réussite de l'individu tend à varier avec la réussite moyenne des autres élèves dans l'école qu'il fréquente, de son groupe ethnique ou de tout autre groupe de référence. Il y a un effet exogène si la réussite tend à varier avec, par exemple, la composition socio-économique du groupe de référence. Il y a des effets corrélés si les élèves d'une même école tendent à avoir une réussite similaire parce qu'ils ont des caractéristiques familiales similaires ou parce qu'ils ont les mêmes enseignants. Ces trois hypothèses ont des implications politiques différentes. Les effets endogènes peuvent produire des "multiplicateurs sociaux" (effets boule de neige), les deux autres ne le font pas.

Le problème d'identification est lié à plusieurs défauts de conception.

Premièrement, si l'action d'une personne est influencée par l'action moyenne d'un groupe, alors son action aussi agit sur le niveau l'action moyenne de ce groupe. Il y a donc un problème de simultanéité puisque la variable exogène (l'actionne moyen du groupe) est influencée par la variable dépendante (l'action de l'individu).

Deuxièmement, les individus choisissent leurs voisinages et les individus qui semblent faire les mêmes choses que lui. En effet, les individus ne sont pas dans

les groupes de façon aléatoire ; bien au contraire, ils choisissent leurs voisinages certainement en fonction d'avantages et d'inconvénients. Par conséquent, le problème est que lorsqu'on observe un groupe d'individus dans un voisinage, il est vraisemblable qu'ils aient en commun des caractéristiques inobservées. Ce qui signifie que tout effet de groupe estimé pourrait être fallacieux.

Troisièmement, la corrélation des inobservables précédemment mentionnées dans le cas de l'endogénéité des groupes de référence vient de façon plus générale de l'inobservabilité de certaines composantes des préférences (corrélées entre individus) et pourraient aussi représenter des influences contextuelles ou environnementales, en principe mesurables mais qui ne le seraient pas en pratique, telles que les ressources scolaires, les taux de déviances, les opportunités d'emploi dans le voisinage.

5.2 Résolution des problèmes d'identification

Naturellement, il est nécessaire de résoudre les problèmes d'identification des modèles économétriques. Dans le cas des interactions sociales, une motivation particulière est la détermination de l'intensité des effets endogènes d'une part et de l'intensité des effets exogènes d'autre part.

En effet, la différence entre effets endogènes et exogènes est très importante pour l'évaluation des effets d'une politique publique. En effet, seuls les effets endogènes génèrent des *multiplicateurs sociaux*. Par multiplicateurs sociaux, on se réfère à l'idée que le résultat agrégé de modifications individuelles est, grâce à un effet d'enchaînement, du aux interactions, supérieur à l'agrégation des résultats individuels potentiels¹⁴.

¹⁴Autrement dit, des multiplicateurs sociaux interviennent lorsque l'effet social cumulé d'une décision individuelle sur le comportement d'une population est plus grand que l'effet direct de cette décision. Le terme "multiplicateurs sociaux" est du à Cooper et John (1988).

Des solutions générales à ces problèmes sont difficiles à trouver en l'absence d'expériences contrôlées, telle que l'expérience du Gautreaux¹⁵ où des individus sont affectés de façon aléatoire au sein de voisinage. D'ailleurs, même ces expériences souffrent du fait que les mesures ont été effectuées pour les seuls individus qui ont participé. Ces résultats sont donc de fait biaisés car vraisemblablement ceux qui ont participé à l'expérience sont ceux qui avaient un bénéfice net.

Plusieurs recherches récentes sur ce problème (Case et Katz, 1991) tentent de le résoudre en utilisant des variables instrumentales pour les variables exogènes. Evans, Oates et Schwab (1992) ont essayé de résoudre ce problème en modélisant le choix du groupe de pairs comme une variable endogène. Ils montrent que les effets standards des groupes de pairs disparaissent une fois que l'endogénéité de ces groupes est traitée correctement.

Une approche empirique pour mesurer les interactions sociales s'appuie sur l'utilisation d'information agrégée (Brock et Durlauf, 2001 ; Glaeser, Sacerdote, et Scheinkman, 1996 ; Gaviria, 1997 ; Topa, 1997). L'intuition de cette approche est que puisque les interactions sociales engendrent de grandes variances dans l'espace et dans le temps, par l'utilisation de données agrégées, l'on peut mesurer l'ampleur de ces interactions. Cette approche évite les problèmes d'endogénéité et de réflexion, parce qu'elle reconnaît explicitement que tous les individus s'influencent mutuellement. Cependant, elle n'évite pas le problème des variables omises qui varient dans l'espace, ni celui de l'auto-sélection de différents types de personnes au sein de différentes régions.

¹⁵Cette expérience réalisée aux Etats-Unis est excellemment présentée dans Moffitt (2001).

Brock et Durlauf (2001b) présentent une démarche particulièrement méthodique pour l'estimation des interactions sociales en utilisant des données micro. Ils se focalisent sur des problèmes de choix discrets. Dans ce cas, on peut aboutir à l'identification des interactions sociales. En effet, selon Durlauf et Brock, les problèmes statistiques dans la plupart des premières études empiriques viennent de la conception¹⁶ même de l'influence du groupe sur l'individu à travers des relations linéaires. Ces études empiriques ont systématiquement ignoré les non linéarités dans ces interactions et cela pourrait conduire à une mauvaise estimation des effets¹⁷.

La plupart des travaux empiriques récents s'appuient sur la critique de Manski pour justifier l'utilisation de méthodes instrumentales dans l'estimation des interactions sociales à partir de données transversales. Manski (2000), Brock et Durlauf (2001a), Moffitt (2001) suggèrent des méthodes qui ouvrent de nouvelles possibilités pour l'identification. Ces méthodes tiennent essentiellement en cinq grands points :

- L'utilisation d'une valeur retardée du comportement de groupe, si la longueur appropriée du retard est a priori connue (processus dynamique) ;
- L'utilisation d'une spécification non-linéaire du comportement du groupe, si la fonction non-linéaire est a priori connu ;

¹⁶L'exemple suivant illustre leur idée. Supposons qu'un individu quitte un groupe pour un autre et observons la différence des comportements des groupes respectifs. Si les caractéristiques et les comportements des groupes évoluent toujours proportionnellement lorsque l'on change de groupe, l'on ne pourra pas déterminer les influences (sur le comportement de l'individu) dues aux caractéristiques du groupe et celles dues aux comportements du groupe. Ce problème ne peut jamais se produire dans le cas du modèle logistique binaire.

¹⁷Durlauf (1997) cite l'exemple des résultats de Bernard et Durlauf (1996) qui montrent la façon dont les effets de renforcement favorables peuvent être sous estimés lorsque la nature non linéaire des influences est ignorée. Il cite aussi l'étude de Alexandra Minicozzi (1997) qui montre que le revenu individuel d'un adulte est mieux prédit non par la moyenne mais par le maximum des revenus familiaux et au sein du voisinage. Ces analyses non paramétriques indiquent pourquoi le modèle linéaire standard peut être une mauvaise approximation de la vraie relation fonctionnelle.

- L'utilisation de caractéristiques statistiques autres que la moyenne pour identifier le comportement de groupe (la médiane par exemple), si la caractéristique importante du groupe est a priori connue ;
- L'hypothèse de l'existence de variables instrumentales affectant directement les comportements de certains membres du groupe, mais pas tous.

6 Conclusion

Comme le notent Cahuc, Kempf et Verdier (2001) : "L'hypothèse familière des manuels de microéconomie d'un individu rationnel, pleinement caractérisé par des contraintes de ressources et par une fonction de préférence donnée, indépendamment du contexte social dans lequel il évolue, est en butte à des critiques multiples, issues des économistes eux-mêmes et des spécialistes d'autres sciences sociales. Depuis Adam Smith, et jusqu'à Gary Becker, Herbert Simon ou Kenneth Arrow, les économistes ont cherché à intégrer dans l'analyse des comportements économiques des éléments de décision individuelle en élargissant la théorie des choix et en reprenant la question de la nature des préférences individuelles. Ce faisant, ces pionniers et leurs successeurs espèrent aboutir à des avancées significatives en matière de compréhension des comportements économiques et de leurs conséquences."

Cette analyse a d'importantes implications positives et normatives sur les politiques publiques. Par exemple, concernant la réduction des inégalités, elle suggère que les divisions traditionnelles dans la politique publique entre ceux qui attribuent la persistance d'une classe de pauvres à une culture de pauvreté et ceux qui attribuent cette persistance à la détérioration des conditions économiques pourraient être injustifiées ; vue différemment, la seconde tendance attribue la pauvreté aux

fondamentaux économiques tandis que la première l'attribue aux normes sociales.

Le champ d'étude des interactions sociales, tel qu'il a été donné de constater dans cette revue, est assez vaste. La recherche sur ses fondements théoriques amène l'économiste à s'inspirer d'autres sciences sociales, et à proposer des schémas d'analyses nouveaux dans la formalisation des phénomènes. La démarche empirique, qui fournit les applications testables des modèles, a posé clairement le problème de l'*identification* et celui de la *mesurabilité* des effets des interactions sociales.

ANNEXES DU CHAPITRE 1

ANNEXE 1 : Trois cas du modèle de Glaeser et Scheinkman (2000)

Exemple 1 : *Le modèle de Glaeser et Scheinkman (2000) simplifié*

La fonction d'utilité s'écrit :

$$U^i(a_i, A_i, \theta_i, p) = -\frac{1-\beta}{2}a_i^2 - \frac{\beta}{2}(a_i - A_i)^2 + (\theta_i - p).a_i \quad (1.24)$$

Avec $0 \leq \beta \leq 1$ qui mesure le goût pour la conformité. Dans ce cas, $a_i = \beta A_i + \theta_i - p$.

Il faut remarquer que lorsque $p = 0$, $\beta = 1$ et que les A_i sont les moyennes des actions des autres, ce modèle est une version du modèle de Brock-Durlauf lorsque les actions sont à support continu.

Exemple 2 : *Les modèles de complémentarité stratégique (Cooper et John, 1988)*

Le groupe de référence de chaque agent i est $P_i = \{1, \dots, n\} - i$. L'ensemble A est un intervalle et $A_i = \frac{1}{n-1} \sum a_{j \neq i}$. Il y a pas d'hétérogénéité et l'utilité de chaque agent est : $U^i = U(a_i, A_i)$. Cooper et John examine alors les équilibres symétriques. Chaque agent choisit son niveau d'effort a_i et il en découle $f(a_i, \bar{a})$. Chaque agent consomme sa production par tête et a une fonction d'utilité $u(c_i, a_i)$. On a :

$$U(a_i, A_i) = u\left(f\left(a_i, \frac{(n-1)A_i + a_i}{n}\right), a_i\right) \quad (1.25)$$

Exemple 3 : *Le modèle de choix discret (Brock et Durlauf, 2001a)*

L'ensemble $A = \{-1, 1\}$ et $\Theta = R$. Chaque agent à un seul groupe de référence (tous les autres agents), et les poids sont $\gamma_{ij} = \frac{1}{n-1}$. La fonction d'utilité de chaque agent s'écrit :

$$U^i(a_i, A_i, \theta) = ha_i - J(A_i - a_i)^2 + \left(\frac{1 - a_i}{2}\right) \cdot \theta_i \quad (1.26)$$

Où $h \in \mathbb{R}$, $J > 0$. Les θ_i sont supposés indépendants et identiquement distribués suivant la loi :

$$\Pr(\theta_i \leq z) = \frac{1}{1 + \exp(-\nu z)} \text{ avec } \nu > 0 \quad (1.27)$$

h mesure la préférence de l'agent moyen pour l'une des actions, J le désir de conformité, et θ_i est un choc sur l'utilité du choix de l'action $a_i = -1$.

ANNEXE 2 : Illustration du problème d'identification (Manski, 1993)

Pour illustrer les problèmes inhérents à la modélisation économétrique des interactions sociales, considérons le modèle le plus standard dans les études relatives à la mesure de l'intensité des interactions sociales (équation 1.12) :

$$\omega_i = k + c' X_i + d' Y_{g(i)} + J m_{g(i)}^e + \varepsilon_i \quad (1.28)$$

où X_i est le vecteur des caractéristiques spécifiques individuelles, $Y_{g(i)}$ le vecteur des caractéristiques de groupes (déterminées de façon exogène) et $m_{g(i)}^e$ désigne la croyance de l'agent i sur les choix des autres membres de son groupe $g(i)$. La condition de cohérence s'écrit $m_{g(i)}^e = E_i(\bar{\omega}_i) = m_{g(i)}$ où E_i est l'opérateur espérance.

Grâce à cette condition de cohérence dans les croyances, l'équation (1.17) se réécrit :

$$m_{g(i)} = \frac{k}{J-1} + \frac{c'}{J-1} E(X_i | Y_{g(i)}) + \frac{d'}{J-1} Y_{g(i)} \quad (1.29)$$

où $E(X_i | Y_{g(i)})$ désigne l'espérance des caractéristiques individuelles étant données les caractéristiques du groupe. Ainsi, en suivant l'argumentation de Manski (1993), on peut construire la forme réduite suivante des choix individuelles :

$$\omega_i = \frac{k}{J-1} + c' X_i + \frac{J}{J-1} d' Y_{g(i)} + \frac{J}{J-1} c' E(X_i | Y_{g(i)}) + \varepsilon_i \quad (1.30)$$

Si les vecteurs X_i et $Y_{g(i)}$ sont respectivement de dimension r et s , l'équation (1.19) contient $2r + s + 1$ régresseurs pour $r + s + 2$ paramètres. L'identification dépend par conséquent de l'indépendance linéaire des régresseurs, c'est à dire du

fait que la matrice de variance-covariance soit de plein rang ou non. Par exemple, si $E(X_i | Y_{g(i)})$ dépend linéairement de $Y_{g(i)}$, alors le modèle n'est pas identifiable.

Nécessité de plusieurs observations temporelles

Aronsson, Blomquist et Sacklen (1999) montrent qu'en l'absence de données de panel ou de plusieurs données transversales, l'estimation des effets d'interdépendances est impossible. Pour le montrer, ils considèrent le modèle linéaire d'offre de travail¹⁸ suivant :

$$\tilde{h}_i^j = \mu^j + \alpha W_i^j + \eta \bar{h}^j + \varepsilon_i^j \quad i = 1, \dots, N^j; j = 1, \dots, K \quad (1.31)$$

où \tilde{h}_i^j et W_i^j sont, respectivement, le volume horaire de travail et le salaire de l'individu i dans le groupe j .

Dans ce modèle, il y a à la fois l'interdépendance des préférences, mesurée par $\eta \bar{h}^j$, et une variation des préférences entre les groupes, mesuré par l'effet spécifique μ^j du groupe j . Pour chaque groupe, l'on peut écrire la forme réduite du modèle :

$$\tilde{h}_i^j = \frac{\mu^j}{1 - \eta} + \frac{\eta \alpha}{1 - \eta} \bar{W}^j + \alpha W_i^j + \varepsilon_i^j \quad (1.32)$$

A l'intérieur de chaque groupe, il n'y a pas de variation. On note alors :

$$c^j = \frac{\mu^j}{1 - \eta} + \frac{\eta \alpha}{1 - \eta} \bar{W}^j \quad (1.33)$$

Et, donc :

¹⁸Dans leur article, cette partie de la démonstration s'appuie sur un modèle simplifié par l'omission du taux d'imposition et du revenu non salarial. Sinon, pour l'application empirique, ils prennent en compte ces éléments dans la spécification économétrique.

$$\tilde{h}_i^j = c^j + \alpha W_i^j + \varepsilon_i^j \quad (1.34)$$

L'on peut obtenir des estimations des paramètres c^j et α . Cependant, avec ces informations sur c^j et α , on ne peut déduire les coefficients η et μ^j ; c'est à dire que ces coefficients ne sont pas identifiables. Par conséquent, si les données sont générés selon l'équation (1.31), une base de données transversale ne peut être utilisée pour tester l'hypothèse d'interdépendance des comportements.

Supposons cependant que nous disposons de données de panel ou de plusieurs bases de données transversales, et que μ^j ne varie pas dans le temps. L'équation peut s'écrire :

$$\tilde{h}_i^{jt} = \frac{\mu^j}{1-\eta} + \frac{\eta\alpha}{1-\eta} \bar{W}^{jt} + \alpha W_i^{jt} + \varepsilon_i^j \quad t = 1, \dots, T \quad (1.35)$$

Les paramètres de l'équation peuvent être estimés :

$$\tilde{h}_i^{jt} = c^j + b \bar{W}^{jt} + \alpha W_i^{jt} + \varepsilon_i^j \quad (1.36)$$

Les deux dernières équations impliquent que :

$$\frac{\mu^j}{1-\eta} = c^j \quad (1.37)$$

$$\frac{\eta}{1-\eta} = \frac{b}{\alpha} \quad (1.38)$$

L'équation (1.38) permet de déduire $\eta = b/(\alpha + b)$. On résoud alors l'équation (1.37) pour obtenir $\mu^j = \alpha c^j/(\alpha + b)$. Donc, si nous disposons de données de panel ou de données transversales en plusieurs points temporels telles que pour chaque groupe \bar{W}^j varie dans le temps, alors η et μ^j sont identifiables.

Afin d'identifier l'impact de l'interdépendance des préférences, il est important de contrôler la variation des préférences entre les groupes. Dans le modèle présenté ci-dessus, il n'est pas possible de faire la séparation entre l'interdépendance des préférences et la variation des préférences entre les groupes sans la disponibilité de données de panel ou de plusieurs bases de données.

Chapitre 2

Choix d'occupation et Groupe de référence

1 Introduction

Pour les économistes classiques, les discussions concernant l'influence des variations des salaires réels constituaient les thèmes majeurs de réflexion quant à l'offre de travail. Aujourd'hui, la recherche économique met en évidence une diversité de dimensions dans l'offre de travail. Notamment, certaines analyses examinent les déterminants de l'offre de travail en spécifiant la position des individus par rapport à leur statut sur le marché du travail (Mazumdar, 1989). Cependant, très peu d'études aussi bien théoriques qu'empiriques se sont intéressées à l'influence des interdépendances des préférences sur le comportement d'offre de travail.

Dans l'étude de Woittiez et Kapteyn¹ (1998), l'interdépendance des préférences et la formation des habitudes sont intégrées dans un modèle néoclassique d'offre de travail. Les auteurs ont montré que l'offre de travail des individus étudiés - femmes mariées hollandaises - dépend du volume horaire de travail des autres individus de leur groupe de référence. La variable d'intérêt analysée est le volume d'heures de travail dans une modélisation linéaire. L'avantage exceptionnel dans cette étude a été que la disponibilité d'informations très directes sur les groupes de référence des individus a permis de contourner les problèmes classiquement présents dans une telle spécification (Manski, 1993).

L'approche par des modèles de choix discrets pourrait convenir à une étude approfondie du comportement d'offre de travail en analysant les différentes occupations possibles des individus. En effet, la complexité du processus de détermination des occupations nécessite certainement la prise en compte d'un ensemble de déterminants beaucoup plus large que les facteurs classiquement mobilisés par la théorie

¹Présentée dans la chapitre 1 de la thèse.

du capital humain. Il importe donc de mettre en place des modèles plurisectoriels de participation à la force de travail afin d'appréhender au mieux la réalité. La modélisation de choix occupationnels multiples met le plus souvent en oeuvre des estimations logistiques multinomiales (LM). Celles-ci comportent certaines faiblesses méthodologiques, notamment l'hypothèse de l'indépendance des options non pertinentes (Combarrous, 1999). Les modèles logistiques emboîtés permettent d'éviter le biais induit par cette hypothèse mais la principale difficulté est le choix de la structure hiérarchique.

Ce travail porte sur la participation des chefs de ménage au marché du travail dans la zone urbaine de la Côte d'Ivoire. Le degré de vulnérabilité économique et sociale étant fortement corrélé au type d'emploi occupé, la nécessité d'expliquer les choix occupationnels des individus est vive dans la mesure où le statut sur le marché du travail paraît jouer un rôle primordial sur le niveau de vie des ménages (Rodgers, 1989 ; Lachaud, 1994). La spécificité du marché du travail dans les pays en développement, où coexistent plusieurs secteurs aux modes d'ajustement distincts, est aujourd'hui relativement documentée. La réalité est celle d'un marché du travail éclaté en sous-segments séparés les uns des autres. On essaye de construire un modèle adapté et d'expliquer pourquoi les spécifications adoptées pour d'autres marchés pourraient être moins performantes. On utilise des données qui permettent de construire différents types de groupes de référence et de tester la stabilité des résultats.

Le reste du chapitre est organisé comme suit. La section 2 analysera quelques études relatives aux décisions d'occupation des ménages. Cette revue vise à orienter la sélection et l'identifications des facteurs lors de l'estimation économétrique. La

modélisation logit multinomial sera abordée dans la section 3. La section 4 donne un premier aperçu de l'extension de ce modèle en logit multinomial emboîté. Dans la section 5, nous présentons la construction des groupes de référence et insistons plus particulièrement sur la spécification des variables d'interactions sociales et sur l'identification de leurs effets. La section 6 porte sur l'analyse des résultats des estimations. Ces résultats sont commentés dans la section 7. Les influences des interactions sociales sur le comportement d'offre de travail sont mises en exergue. La conclusion de ce chapitre est proposée dans la section 8.

2 Littérature sur les choix d'occupation

Les recherches sur les processus de décisions individuelles des choix d'occupation sont très importantes car l'occupation détermine en grande partie le niveau des revenus, donc les différentiels de revenus et le succès sur le marché du travail (Zimmermann, 1998). Ces recherches se sont insérées dans la structure de la théorie néoclassique du capital humain (Becker, 1964).

L'une des premières études sur les choix d'occupation est celle de Boskin (1974). Boskin spécifie un modèle logit conditionnel et adopte une approche capital humain des choix d'occupation avec des agents arbitrant entre bénéfices (revenus potentiels) et coûts (coûts de formation) associés aux différentes occupations. Les résultats d'estimation sur les données du "Survey of Economic Opportunity" de 1967 confirment l'approche du capital humain. Les travaux de Greenhalgh et Stewart (1985) confirment pareillement le rôle du capital humain dans la relation entre choix d'occupation, formation académique, et qualifications associées à un haut statut d'occupation pour les hommes et les femmes. Zalokar (1988) se focalise aussi sur

l'impact du genre sur le choix d'occupation. Ses résultats, basés sur un modèle logit conditionnel, soutiennent que les femmes avec des niveaux relativement élevés de participation choisissent des occupations qui requièrent plus de capital humain.

D'autres études étendent le champ capital humain en adjoignant les caractéristiques individuelles et familiales. Ainsi, dans leurs travaux relatifs aux activités des travailleurs aux Etats Unis, Schmidt et Strauss (1975) montrent que la race et le sexe sont de forts déterminants des choix d'occupation. Constant et Zimmermann (2003) examinent la structure des choix d'occupation en Allemagne. Ils s'intéressent particulièrement à la primauté entre le capital humain et les caractéristiques familiales. Miller et Volker (1985) incorporent aussi les caractéristiques familiales dans leur analyse. Bien que les valeurs familiales et culturelles y soient incluses, le niveau d'éducation joue encore un rôle important aussi bien pour le premier emploi que pour le profil professionnel.

Cependant, au-delà des caractéristiques individuelles et familiales, il semble évident que des variables d'ordre sociologique pourraient jouer des rôles non négligeables pour les choix d'occupation. A cet égard, on peut noter l'étude de Crockett (1991) qui spécifie un ensemble de variables économiques et sociologiques, incluant spécialement la perception relative des étudiants pour différents types d'occupations. Les résultats, basés sur un modèle logit, conforte une fois de plus l'approche du capital humain et montrent que les étudiants modifient leur plan de carrière en réponse aux modifications des revenus espérés, aux variations des tendances d'emploi, et surtout aux changements dans la perception des status des emplois.

Les interactions sociales figurent parmi les éventuels déterminants non encore explorés. Pourtant, si leurs influences des interactions sociales apparaissent non négli-

geables, la définition des politiques devront en tenir compte. En effet, si les différentes occupations des individus relèvent, par exemple, beaucoup plus des comportements d'imitation dans le groupe de référence ou des pressions sociales que des possibilités permises par le niveau d'éducation, alors une politique visant, notamment, à réduire les inégalités de niveau de vie par l'éducation pourrait avoir un impact relativement limité.

Un exemple intéressant d'étude qui s'appuie les hypothèses habituelles relatives aux préférences d'occupation est le travail de A. Clark (2001). Clark analyse la façon dont l'environnement social influe la perception par les chômeurs de leur situation de chômage. Il découvre que la perception des pertes de bien-être associées à la perte d'un emploi ne dépendent pas seulement de la diminution du revenu, mais aussi de l'environnement ambiant. Le stigmate social associé au statut de chômeur est plus marqué si une petite proportion de la population est sans emploi, mais devient moins important si le chômage est une situation qui se banalise. Il souligne que ce type de phénomène peut être à l'origine d'une hystérésis du chômage, dans la mesure où un accroissement de ce phénomène peut entraîner une diminution de l'incitation à retrouver un emploi, ce qui auto-entretient l'augmentation du chômage.

Nous proposons d'analyser les déterminants de la décision du choix d'activité des chefs de ménage dans le milieu urbain de la Côte d'Ivoire. Le modèle économétrique proposé aborde, non seulement l'ensemble des variables classiquement considérées, mais aussi l'influence sur les décisions d'occupation des autres membres de son groupe de référence (effets endogènes) et l'influence des caractéristiques des groupes de références (effets exogènes). En suivant l'approche standard (Miller et Volker, 1985; Harper et Haq, 1997) de la modélisation des choix d'occupation, nous pro-

posons un modèle logit multinomial emboîté qui intègre des variables d'interactions sociales. Celui-ci est très intéressant parce qu'il est cohérent avec la maximisation de fonction d'utilité aléatoire et il permet de lever simplement l'hypothèse des options non pertinentes par un test paramétrique. De plus, la procédure d'estimation est d'autant plus aisée que la structure de ce modèle naturellement non linéaire permet l'identification des paramètres d'interactions sociales. Suivant en cela Brock et Durlauf (2001b), la non-linéarité intrinsèque entre les réponses individuelles et celles du groupe est suffisante pour identifier le modèle sans avoir à imposer des relations d'exclusion.

3 Modèle Logistique Multinomiale (LM) de choix d'occupation avec interactions sociales

On s'intéresse essentiellement à un modèle capable à la fois de bien expliquer le mécanisme du choix, mais aussi de bien estimer l'occupation selon les valeurs des attributs économiques et sociales des individus. Comme la réponse est discrète, les modèles les plus adaptés sont ceux de choix discret et particulièrement les modèles Logit.

Le modèle de choix d'occupation sans interactions sociales est simplement un modèle logit multinomial de choix discrets semblables aux modèles évoqués dans la revue de littérature précédente. Les études de Boskin (1974) et de Schmidt et Strauss (1975) en sont une illustration. La prise en compte des interactions sociales dans les occupations des individus ne consiste pas simplement à introduire, dans les modèles classiques, des variables d'ordre sociologique comme dans le modèle de Crockett (1991). Elle consiste à une spécification particulière d'indicateurs de l'environnement social qui permettent d'évaluer et de tester

Il s'agit d'une généralisation du modèle de Brock et Durlauf (2001a) relatif aux choix binaires avec interactions sociales au cas où la variable d'intérêt, ici l'occupation, a plus de deux modalités. L'identification des paramètres, surtout ceux mesurant les effets des interactions sociales, est possible pour des raisons strictement identiques au cas binaire.

3.1 Modèle

La modélisation se fait essentiellement en trois étapes :

Premièrement, on suppose que chaque individu i (le chef de ménage) fait face à un ensemble de L choix $\Omega = \{0, 1, \dots, L - 1\}$ identiques pour tous les individus².

Deuxièmement, on suppose que pour chaque choix l effectué, l'individu i obtient une utilité égale à :

$$V_{il} = h_{il} + J.p_{il}^e + \varepsilon_{il} \quad (2.1)$$

où h_{il} représente l'utilité privée déterministe qu'obtient i en effectuant son choix, $J.p_{il}^e$ l'utilité sociale procurée par le choix l , et ε_{il} l'utilité privée aléatoire. Le terme d'utilité sociale contient à la fois une mesure de la force de l'utilité sociale, J , et une mesure de l'espérance subjective de l'agent sur la proportion p_{il}^e d'individus dans son voisinage qui effectuent ce même choix³.

²Cela n'est pas vraiment une restriction. En effet, si les individus font face à des ensembles de choix différents, on peut toujours supposer que l'ensemble union de ces ensembles est commun à tous les ensembles en spécifiant alors que certains choix ont des paiements égaux à $-\infty$ pour certains.

³C'est la généralisation naturelle du modèle de conformité développé par Brock et Durlauf (2001a,b).

Troisièmement, on suppose que les termes d'erreurs ε_{il} sont indépendants entre les agents i et suivent une distribution double exponentielle (distribution de Weibull) de paramètre β :

$$\Pr(\varepsilon_{il} \leq \zeta) = \exp(\exp(-\beta\zeta + \gamma)) \quad (2.2)$$

où γ est la constante d'Euler. Cette hypothèse, très standard dans la modélisation des choix discrets, constitue la base de la spécification logit multinomial. Le paramètre β mesure la dispersion du terme d'utilité aléatoire ; ses grandes valeurs correspondent à de faibles dispersions.

Ces hypothèses permettent de construire un système complet de probabilités $\Pr(\omega_i = l \mid h_{il}, p_{ij}^e, \forall j)$ pour chaque agent i . En effet, la probabilité qu'un agent i choisissent l est égale à la probabilité que le paiement associé à ce choix soit maximal parmi les paiements possibles, autrement dit :

$$\Pr(\omega_i = l \mid h_{il}, p_{ij}^e, \forall j) = \Pr(\arg \max_{j \in \{0, \dots, L-1\}} (h_{ij} + J \cdot p_{ij}^e + \varepsilon_{ij}) = l \mid h_{il}, p_{ij}^e, \forall j) \quad (2.3)$$

Avec l'hypothèse de distribution double exponentielle, cette maximisation conduit (Anderson, de Palma et Thisse, 1992)⁴ à la structure canonique logit multinomial :

$$\Pr(\omega_i = l \mid h_{il}, p_{ij}^e, \forall j) = \frac{\exp(\beta h_{il} + \beta J p_{il}^e)}{\sum_{j=0}^{L-1} \exp(\beta h_{ij} + \beta J p_{ij}^e)} \quad (2.4)$$

Puisque les termes de paiements aléatoires des agents sont indépendants, la probabilité jointe s'écrit :

⁴Pour le modèle simplifié de Brock et Durlauf (1995), Blume (1993) et Brock (1993) notent que grâce à l'hypothèse que les différences de l'utilité aléatoire suivent une loi logistique, le modèle théorique correspond exactement aux modèles économétriques standards des choix dichotomiques.

$$\Pr(\omega_1 = l, \dots, \omega_I = l_I \mid h_{ij}, p_{ij}^e, \forall i, j) = \prod_i \frac{\exp(\beta h_{il} + \beta J p_{il}^e)}{\sum_{j=0}^{L-1} \exp(\beta h_{ij} + \beta J p_{ij}^e)} \quad (2.5)$$

La condition de cohérence des individus consiste à supposer que les probabilités subjectives $p_i^e(\omega)$ coïncident avec les probabilités objectives $\Pr(\omega \mid I_i)$, où I_i représente l'information disponible à l'agent i . Autrement dit, on suppose que chaque individu connaît les caractéristiques des autres individus, ainsi que les problèmes de choix auxquels ils sont confrontés. Formellement, cette condition revient à poser l'équation suivante :

$$p_i^e(\omega) = \Pr(\omega \mid h_j, p_j^e(\omega), \forall j) \quad (2.6)$$

On constate que ce modèle, tout en intégrant les interactions sociales, préserve la logique microéconomique standard des choix individuels. L'innovation majeure réside dans les interdépendances des choix, interdépendances qui s'obtiennent par l'introduction de $p_j^e(\omega)$ comme un argument de la fonction de paiement.

3.2 Implémentation économétrique

La propriété logit multinomial des choix permet de construire une fonction de vraisemblance sur un ensemble de I individus répartis entre différents groupes. On note $g(i)$ le groupe de référence de l'agent i et on suppose que tous les membres du groupe $g(i)$ ont la même croyance sur le niveau de la fréquence moyenne $p_{g(i)l}^e$ des membres du groupe qui ont choisis l . En suivant la classification de Manski (1993), la dépendance par rapport à $p_{g(i)l}^e$ reflète un effet endogène. Elle mesure le fait que les choix des membres d'un groupe influencent les choix de chaque membre du groupe.

Le terme d'utilité privé déterministe h_{il} dépend de deux types de variables : un vecteur de dimension r contenant les caractéristiques individuels X_i et un vecteur de dimension s constitué des caractéristiques $Y_{g(i)}$ du groupe de référence ; ce sont les effets contextuels. Plus formellement, on écrit que :

$$h_{il} = k_l + c'_l X_i + d'_l Y_{g(i)} \quad (2.7)$$

Sous l'hypothèse d'indépendance des ε_{il} par rapport aux X_i et aux $Y_{g(i)} \forall i, l$, la fonction de vraisemblance pour un ensemble de choix ω est égale à :

$$Z_I^{-1} \prod_i \left(\sum_l \exp \left(\beta k_l + \beta c'_l X_i + \beta d'_l Y_{g(i)} + \beta J_l \cdot p_{g(i)l}^e \right) 1(\omega_i = l) \right) \quad (2.8)$$

où Z_l est un terme de normalisation

$$Z_I = \prod_i \left(\sum_l \exp \left(\beta k_l + \beta c'_l X_i + \beta d'_l Y_{g(i)} + \beta J_l \cdot p_{g(i)l}^e \right) \right) \quad (2.9)$$

ce qui combinée avec l'équation (2.6) permet d'écrire :

$$p_{g(i)l}^e = E \left(p_{g(i)l} \mid F_{X_{g(i)}}, Y_{g(i)}, p_{g(i)l}^e \quad \forall l \right) \quad (2.10)$$

où $F_{X_{g(i)}}$ désigne la distribution empirique de X_i dans le groupe $g(i)$.

Enfin, comme dans les modèles de choix discrets, tous les paramètres ne sont identifiables que de façon relative, il est nécessaire d'imposer des normalisations. Conformément à la démarche de McFadden (1984, p.1413), on peut imposer les normalisations suivantes : $k_0 = 0$, $c_0 = 0$, $d_0 = 0$, $J_0 = 0$ et $\beta = 1$.

Le grand avantage de cette formulation vient de l'identification des paramètres. En effet, contrairement au cas linéaire, l'identification est possible pour ce modèle

(Cf. Théorème en Annexe 3). Ce modèle évite, en fait, grâce à sa structure non linéaire les problèmes⁵ d'identification très souvent rencontrés dans les modèles d'interactions sociales. Ces problèmes sont dus aux collinéarités éventuelles entre les effets contextuels $Y_{g(i)}$ et les effets endogènes (les probabilités d'équilibre $p_{g(i)l}$).

L'élément fondamentale dans l'identification de ce modèle est lié au fait que, compte tenu du caractère borné des probabilités de choix, les effets contextuels et les effets endogènes ne peuvent être linéairement dépendants. Globalement, les hypothèses du théorème d'identification (Annexe 3) se resument aux trois points suivants :

1. pour au moins l'un des groupes, la variance intra-groupe est suffisamment élevée pour assurer l'identification des paramètres k_l et $c_l \forall l$,
2. la variance inter-groupe de $Y_{n(i)}$ est suffisamment grande pour assurer l'identification de d_l et $J_l \forall l$ grâce à la non linéarité entre les effets contextuels et les effets endogènes,
3. il n'y a pas de collinéarité entre les variables explicatives contenues dans X_i et $Y_{n(i)}$.

4 Modèle Logistique Multinomiale Emboîté (LME) de choix d'occupation avec interactions sociales

4.1 Indépendance des alternatives non pertinentes

Dans le modèle LM, les rapports P_j/P_k de probabilités des alternatives sont indépendants des autres alternatives. C'est l'hypothèse de l'indépendance des alter-

⁵Cf. Manski (1993), Brock et Durlauf (2001b) et Moffitt (2001).

natives non pertinentes (IIA)⁶. Elle signifie aussi que les pourcentages (prédits par le modèle) d'individus choisissant chacune des alternatives diminueront proportionnellement à leurs importances initiales si l'on introduit un choix supplémentaire dans le modèle (et ce quel que soit ce choix). On peut pourtant s'attendre à des effets plus vifs sur les alternatives les plus "proches" de l'alternative supplémentaire.

L'hypothèse d'IIA est commode pour ce qui est des estimations, mais elle ne constitue pas forcément une restriction pertinente dans le cadre de l'étude de l'offre de travail. En effet, dans ce cadre, on peut par exemple supposer que le pourcentage de chance d'être un salarié protégé plutôt qu'un salarié concurrentiel dépend au moins en partie du fait que l'on puisse aussi choisir de ne pas travailler ou de devenir travailleur indépendant. En d'autres termes, il est probable que dans la réalité, le choix des travailleurs se fasse en considérant simultanément les avantages et inconvénients en terme d'utilité de toutes les options se présentant à eux. Le choix d'un segment ne repose pas exclusivement sur l'observation des attributs de ce dernier et de ses éventuelles interactions avec les caractéristiques de l'individu ; ce que suggère l'IIA. Il dépend aussi du nombre d'autres choix possibles, des attributs de ceux-ci et de leurs interactions avec les caractéristiques de l'individu.

Pour McFadden (1984), l'IIA est théoriquement peu vraisemblable pour de nombreuses applications. Toutefois, il souligne que l'expérience empirique révèle une robustesse du modèle LM dans de nombreux cas pour lesquels la propriété d'IIA est

⁶Le terme anglo-saxon est "Independence of Irrelevant Alternatives" (IIA). Plus techniquement, la propriété implique que l'élasticité-croisée de la probabilité de répondre j plutôt que k (par rapport à une composante quelconque des caractéristiques) est la même pour tout $k \neq j$. Par exemple, dans un modèle à trois choix d'occupation, elle implique que les probabilités relatives entre l'occupation k et l'occupation j soient toujours les mêmes, quelque soit la troisième occupation, et en particulier quelque soit le degré de proximité de cette occupation avec k ou j .

pourtant théoriquement peu plausible. Cette observation confère donc une certaine validité opérationnelle à l'utilisation assez fréquente des modèles LM.

Il est possible de tester la validité de l'hypothèse d'IIA. Hausman et McFadden (1984) suggèrent que si une sous-partie de l'ensemble des choix possibles est effectivement non pertinente, alors son omission dans le modèle ne changera pas fondamentalement les estimations des paramètres⁷. De plus, l'ajout de ces choix sera inefficace, mais ne rendra pas le modèle non significatif. Par contre, si les pourcentages de chance de choisir une alternative ne sont pas vraiment indépendants des autres choix (l'hypothèse d'IIA n'est pas vérifiée), alors les paramètres estimés lorsque ces choix sont éliminés ne seront pas significatifs.

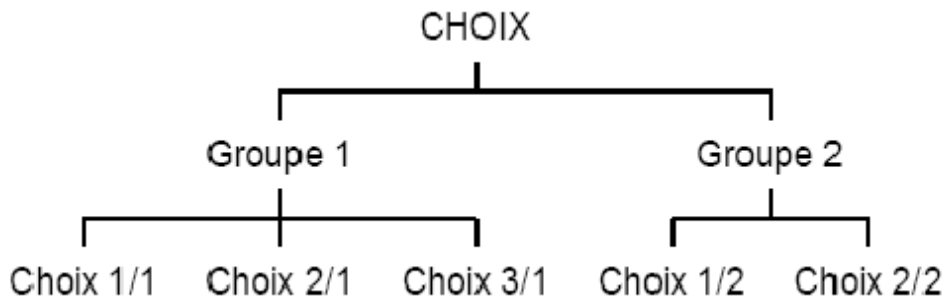
4.2 Structure du modèle LME

Afin de s'affranchir de l'hypothèse IIA, on peut grouper les alternatives en sous-ensembles et considérer un choix en plusieurs étapes. Ensuite, on applique à chaque étape un Logit multinomial. La variance peut différer entre ces sous-groupes mais l'hypothèse d'IIA est maintenue à l'intérieur de ces derniers.

⁷C'est le principe du test dit de Hausman-McFadden. Trois autres tests de l'hypothèse d'IIA, basés respectivement sur l'utilisation d'un multiplicateur de Lagrange, d'un test de vraisemblance ou encore d'une statistique de Wald ont été proposés par McFadden (1987).

On peut considérer ce modèle comme un problème de choix à deux niveaux (ou plus). Supposons que les L alternatives puissent être divisées en N sous-ensembles. On peut logiquement considérer le processus de choix comme suit : l'individu choisit un groupe d'alternatives n puis fait son choix "définitif" l parmi les différentes alternatives du groupe n . Ce processus conduit à une structure arborescente similaire à l'exemple du graphique 1, considérant deux groupes de choix et cinq choix possibles. Cette forme hiérarchique n'impose pas nécessairement le fait que le processus de choix des individus soit séquentiel. La seule chose qui s'impose dans ce modèle est le groupement des termes d'erreur autorisant un certain relâchement de l'hypothèse d'IIA.

GRAPHIQUE 1 : Illustration schématique de la modélisation LME



La formulation logit emboîté représente un instrument intéressant pour estimer le choix, parce qu'il permet aussi à la probabilité de conserver une forme explicite. Le choix de la spécification optimale d'un logit emboîté s'avère particulièrement difficile, à cause d'un grand nombre de possibilités de groupement multiplié par le nombre des possibilités d'utiliser chaque variable pour expliquer le choix soit à

l'intérieur du groupe, soit entre les groupes. De plus, concernant l'efficacité statistique des estimations, cette spécification peut engendrer ou amplifier les problèmes d'hétéroscédasticité.

Dans cette étude, le choix du modèle logit multinomial emboîté ainsi que de sa structure sera effectué après les estimations du modèle logit multinomial simple et les tests de l'hypothèse des alternatives non pertinentes. Ce sont les résultats de ces tests qui suggéreront la structure arborescente du modèle optimale pour la base donnée d'estimation.

5 Estimation des modèles

Pour les estimations, les données utilisées proviennent de l'enquête ménages (EP93) entreprise par l'Institut National de la Statistique de Côte d'Ivoire et la Banque Mondiale en 1993. Cette enquête par sondage couvre un échantillon de 9600 ménages pour 57433 individus. On s'intéresse plus particulièrement aux caractéristiques des 9600 chefs de ces ménages. La méthodologie de collecte des données prend en compte la répartition des ménages dans les cinq régions (Abidjan, Autres villes, Forêt Est, Forêt Ouest, Savane) et permet d'identifier 480 grappes de 20 ménages chacune.

Les estimations porteront uniquement sur les ménages de la zone urbaine représentée par deux régions (Abidjan et Autres villes). L'effectif de ces ménages est de 5360 pour 33450 individus. On s'intéresse donc aux différentes occupations des 5360 individus déclarés comme chefs de ménage. On s'intéresse également à plusieurs autres caractéristiques individuelles (sexe, âge, éducation, ethnie, religion, etc.) et familiales (taille, nombre d'enfants, nombre d'actifs, etc.).

Les modalités des choix d'occupations retenues sont : Salarié (40,26%), Agriculteur (35,78%), Autre actif (13,30%), Chômeur/Inactif (10,65%). Chacune de ces modalités n'exprime pas un ensemble vraiment homogène⁸. Les caractéristiques statistiques des principales variables d'estimation sont présentées dans le Tableau 6 en Annexe 2.

5.1 Approche méthodologique et choix des groupes de référence

5.1.1 Approche méthodologique

Dans cette étude, nous analysons la pertinence économétrique des effets d'interactions sociales à travers les impacts des groupes de référence et le modèle reflétant le mieux le comportement occupationnel des chefs de ménages dans la zone urbaine de la Côte d'Ivoire. Pour atteindre cet objectif, nous estimons et interprétons différents modèles économétriques de choix d'occupation.

Le premier modèle est un modèle logit multinomial de choix d'occupation sans interaction sociale. Le second modèle est un modèle logit multinomial avec interactions sociales. Les variables d'interactions sociales explicatives des choix d'occupations seront formées de deux façons différentes selon la construction du groupe de référence. Le troisième modèle est un modèle logit multinomial emboîté avec interactions sociales ; il porte également deux variantes selon le type de construction du groupe de référence.

⁸ Ainsi, le groupe des Salariés contient différentes sortes d'emplois sécurisés ou non. On entend par Agriculteur aussi bien les cultivateurs que les éleveurs. Le groupe Autres Actifs contient les indépendants non agricoles et le groupe Chômeur contient aussi les inactifs. Selon le Bureau International du Travail (BIT), trois conditions doivent être réunies pour qu'on parle de chômage : ne pas avoir d'emploi ; être à la recherche d'un emploi rémunéré ; être disponible et à même de travailler immédiatement.

5.1.2 Choix des groupes de référence

Deux types de groupes de référence sont considérés dans ce travail. Le premier type de groupe de référence est formé par le croisement de plusieurs caractéristiques fixes des ménages. Pour cette première méthode de construction, plusieurs caractéristiques des ménages ou des individus pourraient être de bons candidats. Cependant, nous avons retenu⁹ quatre variables pour la construction des groupes de référence : le groupe d'âge, le niveau d'éducation, le sexe, la région de localisation. Le second type de groupe de référence est formé par les grappes de ménages¹⁰.

En suivant la typologie des groupes de référence (voir Chapitre 1), le premier type de groupe est une combinaison des critères de proximité géographique (variable région) et de proximité sociale tandis que le second type utilise uniquement le critère de proximité géographique. En termes d'étendu des influences, les deux modèles appartiennent au modèle de clique : chaque ménage ne subit que l'influence des ménages appartenant à son groupe et, les groupes sont disjoints¹¹.

⁹Ce choix a été guidé par les deux objectifs suivants : les groupes de référence doivent être de bons facteurs pour les choix d'occupation et minimiser la redondance de l'information apportée par chaque variable retenue. Techniquement, cela revient à choisir comme variables de construction des groupes de référence, les variables les plus corrélés aux occupations des individus et, en même temps, les moins corrélés entre elles. Le tableau 7 en Annexe 2 donne la matrice des distances (distance du Khi-deux) entre les différentes variables testées.

¹⁰Dans la méthodologie de collecte des données, la grappe est un ensemble de ménages localisés sur un espace géographique délimité tel que les îlots. L'échantillonnage a retenu finalement 20 ménages par grappe.

¹¹Les effets d'interactions sociales mesurés par le premier type de groupes pourront s'interpréter comme des effets d'interactions sociales locales tandis que les effets mesurés par le second type de groupes pourront s'interpréter comme des effets d'interactions globales.

5.2 Variables et identification des effets

Les modèles logit multinomiaux expliquent directement le choix d'occupation par les variables classiques (sans interaction sociale) et par les variables d'interactions sociales qui seront définies. Pour les modèles logistiques emboîtés, conformément à leur structure, en premier lieu les ménages effectuent le choix de participer ou de ne pas participer au marché du travail, puis en deuxième lieu, s'ils ont décidé de participer au marché du travail, le choix précis du segment du marché du travail s'effectue.

Pour les modèles logistiques emboîtés, on peut considérer que les différents choix proposés à chaque individu ne s'expliquent pas forcément tous par les mêmes variables. Ainsi, le choix de ne pas travailler sera lié à des variables propres à la démographie et au contexte social et familial de l'individu, alors que le choix d'un segment du marché du travail va plutôt dépendre de la productivité potentielle de ce dernier et aussi du contexte social pour tenir compte des interactions sociales.

5.2.1 Mesure des effets individuels et familiaux

Ces variables du modèle sont censées exprimer les effets dus au chef de ménage et ceux liés à la structure du ménage et interviendront essentiellement au premier niveau du modèle, c'est à dire le choix de participer ou non au marché du travail. Nous retiendrons donc *l'âge*¹², *le sexe*, *la taille du ménage*, *la proportion d'enfants dans le ménage (≤ 12 ans)* et *la proportion des membres du ménage qui ont un emploi rémunéré*.

¹²La forme quadratique de la relation âge-participation sera prise en compte par l'introduction de l'âge au carré divisé par cent (la division par cent permet d'éviter certains désagréments liés aux effets d'échelle).

A ce niveau du choix, l'introduction en variable explicative de la *proportion des individus du groupe de référence qui ne participent pas au marché du travail* permet de mesurer les interactions sociales (effets endogènes) intervenant dans cette première décision.

5.2.2 Mesure des effets contextuels

Conformément aux implications de la théorie du capital humain, nous considérons, relativement aux groupes de référence, les moyennes des variables suivantes : *le nombre moyen d'années d'études* des individus ayant le même type d'occupation que le chef de ménage considéré ; *la moyenne du revenu par tête* des individus ayant le même type d'occupation que le chef de ménage. En fait, cette variable peut être considérée comme un indicateur du revenu "imputé"¹³, c'est à dire le revenu que peuvent escompter les individus de leur participation aux différents segments du marché du travail.

Bien que suggérée par la théorie du capital humain, ces variables mesurent bien des effets contextuels (ou exogènes) d'interactions sociales selon la typologie proposée par Manski (1993). En effet, elles expriment des caractéristiques des groupes de référence, des caractéristiques qui ne portent pas directement (exogènes) sur la variable d'intérêt qui est ici le choix du segment du marché du travail.

5.2.3 Mesure des effets endogènes

Les effets endogènes des interactions sociales dans le choix d'occupation seront mesurées grâce aux *proportions des chefs de ménage* du groupe de référence dans

¹³Idéalement, ces revenus imputés doivent être mesurés chaque individu dans chaque segment du marché du travail à partir de fonctions de gains précises et préalablement établies. L'établissement de telles fonctions est assez fastidieux et n'entre pas dans le cadre de ce travail. El Aynaoui (1997) en a estimé sur des données marocaines.

chacun des segments. On dispose donc de deux indicateurs d'effets endogènes correspondants à chaque niveau du choix des individus : les effets endogènes intervenant dans le choix de participer ou non au marché du travail et les effets endogènes intervenant dans le choix des segments du marché du travail.

En suivant la structure du modèle économétrique, les différentes proportions précédemment évoquées permettent l'estimation des effets endogènes parce qu'en réalité, ce sont des probabilités de choix que le modèle estime ; de plus, on a fait l'hypothèse de l'égalité entre ces probabilités objectives et les probabilités subjectives basées sur les croyances des individus.

5.3 Tests des hypothèses IIA et d'homoscédasticité des résidus

Le test de l'hypothèse d'indépendance des alternatives non pertinentes utilise la statistique de test suivante :

$$\chi^2 = (\hat{\beta}_S - \hat{\beta}_E)' \left[\hat{V}_S - \hat{V}_E \right] (\hat{\beta}_S - \hat{\beta}_E)$$

où l'indice S indique les estimateurs basés sur le sous-ensemble restreint de choix, l'indice E indique ceux basés sur l'ensemble des choix possibles et \hat{V}_S et \hat{V}_E sont les estimations respectives des matrices de covariance asymptotique. Elle est distribuée selon une loi du χ^2 à k degrés de liberté.

D'autre part, notons que l'utilisation de variables explicatives inférées (variables sur les groupes de référence) peut éventuellement entraîner une certaine hétéroscédasticité des erreurs qui n'a pas pu être corrigée par la méthode de White (White, 1978 ; Greene, 2003). En effet, cette méthode suppose une régression des résidus

de première estimation sur les variables explicatives et l'analyse du coefficient de détermination. La structure de notre modèle ne permet pas une telle démarche.

Cependant, pour s'assurer de la robustesse des estimations des paramètres du modèle, nous avons appliquée la methode du "sandwich" à la matrice de variance-covariance. Cette methode initialement proposé par Huber (1967) fournit des estimateurs consistents et asymptotiquement sans biais des paramètres du modèle.

6 Résultats des estimations

Nous présentons les estimations du modèle logit multinomial sans interaction sociale, puis celui avec interaction sociale (groupe de référence 1 et 2), et enfin la spécification et les estimations du modèle logit multinomial emboîté avec interaction sociale. L'identification effective de chacun des paramètres du modèle implique que les hypothèses du théorème (Annexe 3) sont vérifiées.

6.1 Modèle logistique multinomial

6.1.1 Modèle logistique multinomial sans interaction sociale

TABLEAU 1 : Estimation du modèle multinomial sans interaction sociale d'offre de travail dans le milieu urbain de la Côte d'Ivoire en 1993

PARAMETRES	Relativement au choix de ne pas être sur le marché du travail, Log des probabilités de choisir les segments suivants :					
VARIABLES	<i>Salarie</i>		<i>Agriculteur</i>		<i>Autre Actif</i>	
	β	t	β	t	β	t
Constante	18,85	4,27	32,17	5,15	30,95	3,12
Âge (en années)	0,19	5,62	0,34	6,63	0,22	4,90
Âge au carré / 100	-0,22	-5,61	-0,48	-8,44	-0,31	-6,26
Sexe (1=homme)	1,95	15,64	0,59	2,90	1,07	5,52
Nombre d'années d'études	0,11	6,58	0,01	0,19	0,09	2,74
Revenu moyen imputé	1,17	3,41	1,88	3,84	2,37	3,08
Taille du ménage	0,04	2,30	0,10	4,01	-0,02	-1,23
Proportion d'enfants	-1,07	-4,21	3,78	11,35	-1,47	-3,91
Proportion d'actifs	-1,76	-6,82	8,49	18,34	-2,23	-5,88
Region (1=Abidjan)	-0,26	-1,48	-1,39	-5,08	1,36	3,26
Log de vraisemblance	-4677,20					
$\chi^2(27)$	2113,18 (0,000)					
N	5360					

Source : Calculs de l'auteur sur données Côte d'Ivoire EP1993

La plupart des paramètres sont très significatifs. Parce que nous avons un modèle de choix discret, on s'intéresse aussi aux prédictions du modèle pour chaque modalité (occupation). On peut remarquer que (Tableau 9 en Annexe 2) pour certaines occupations (notamment l'activité salariale) les affectations sont surestimées et pour d'autres sont sous-estimées ; il y a 60,34% de bonnes prévisions. On cherche à savoir donc si le modèle respecte ou non la propriété d'indépendance des alternatives non pertinentes (I.I.A.). Le test utilisé étant celui de Hausmann et McFadden, l'hypothèse est clairement rejetée pour certaines modalités d'activités (Tableau 8 en Annexe 2).

6.1.2 Modèle logit multinomial avec interaction sociale

6.1.2.1 Groupe de reference : proximit  sociale

TABLEAU 2 : Estimation du mod le multinomial avec interaction sociale (groupe de reference 1) d'offre de travail dans le milieu urbain de la C te d'Ivoire en 1993

PARAMETRES	Relativement au choix de ne pas �tre sur le march� du travail, Log des probabilit�s de choisir les segments suivants :					
VARIABLES	<i>Salari�</i>		<i>Agriculteur</i>		<i>Autre Actif</i>	
	β	t	β	t	β	t
Constante	5,68	1,16	20,72	3,01	1,98	0,25
�ge (en ann�es)	0,04	0,85	0,14	2,59	0,02	0,39
�ge au carr� / 100	-0,05	-0,95	-0,20	3,00	-0,06	-0,90
Sexe (1=homme)	0,59	3,28	0,29	1,07	-0,04	-0,14
Nombre d'ann�es d'�tudes	0,21	4,18	0,11	1,34	0,15	1,70
Revenu moyen imput�	0,72	1,99	1,35	2,55	0,68	1,15
Taille du m�nage	0,03	1,99	0,09	3,62	-0,02	-1,10
Proportion d'enfants	-1,02	-3,83	3,81	11,14	-1,42	-3,69
Proportion d'actifs	-1,74	-6,35	8,70	18,01	-2,13	-5,47
Nombre d'ann�es d'�tudes (Groupe)	-0,26	-4,72	-0,12	-1,45	-0,18	-1,88
Proportion de salari�s (Groupe)	5,56	11,76	1,58	2,28	5,04	6,22
Proportion Autres Actifs (Groupe)	3,51	4,54	4,34	4,53	6,06	6,44
Proportion Agriculteurs (Groupe)	3,35	4,08	5,32	5,63	4,85	4,67
Region (1=Abidjan)	-0,43	-2,27	-1,39	-4,42	1,35	4,01
Log de vraisemblance	-4551,29					
$\chi^2(39)$	2415,00 (0,000)					
N	5360					

Source : Calculs de l'auteur sur donn es C te d'Ivoire EP1993

La plupart des variables des caract ristiques individuels et familiaux ont des coefficients estim s significatifs et de m me signe ceux de l'estimation pr c dente (sans interaction sociale). La prise en compte des interactions sociales par la proximit  sociale produit un meilleur ajustement du mod le aux donn es. Les coefficients d'interactions sociales sont tous significatifs,   l'exception de l'effet du nombre d'ann es d' tudes du groupe sur la statut d'Agriculteur. Cependant, le pouvoir pr dictif

du modèle reste sensiblement inchangé (61,81% de bonnes prédictions¹⁴). Le test de l'hypothèse IIA révèle une nette amélioration (Tableau 10 en Annexe 2) avec des probabilités de non rejet beaucoup plus fortes, en particulier celle relative à la modalité "ne pas travailler".

6.1.2.2 *Groupe de reference : voisinage résidentiel*

TABLEAU 3 : Estimation du modèle multinomial avec interaction sociale (groupe de reference 2) d'offre de travail dans le milieu urbain de la Côte d'Ivoire en 1993

PARAMETRES	Relativement au choix de ne pas être sur le marché du travail, Log des probabilités de choisir les segments suivants :					
VARIABLES	<i>Salarié</i>		<i>Agriculteur</i>		<i>Autre Actif</i>	
	β	t	β	t	β	t
Constante	4,26	1,92	9,71	2,44	-5,79	-1,75
Âge (en années)	0,14	4,18	0,31	5,44	0,13	2,77
Âge au carré / 100	-0,17	-4,36	-0,44	-7,13	-0,22	-4,22
Sexe (1=homme)	1,78	15,75	0,27	1,34	0,34	1,95
Nombre d'années d'études	0,15	13,95	0,09	5,26	0,19	10,20
Revenu moyen imputé	0,32	1,87	0,24	0,76	-0,11	-0,42
Taille du ménage	0,03	1,83	0,10	3,70	-0,04	-1,73
Proportion d'enfants	-0,71	-2,67	3,96	10,97	-0,92	-2,23
Proportion d'actifs	-1,42	-5,18	8,85	17,38	-1,71	-4,18
Nombre d'années d'études (Groupe)	-0,16	-6,31	0,03	0,56	-0,25	-6,23
Proportion de salariés (Groupe)	5,97	17,18	2,10	3,32	4,27	7,84
Proportion Autres Actifs (Groupe)	2,80	6,80	1,52	2,09	8,93	16,21
Proportion Agriculteurs (Groupe)	2,74	5,10	9,28	11,09	1,62	1,89
Region (1=Abidjan)	-0,12	-1,04	-0,62	-3,08	1,16	4,82
Log de vraisemblance	-4160,69					
$\chi^2(39)$	2597,64 (0,000)					
N	5360					

Source : Calculs de l'auteur sur données Côte d'Ivoire EP1993

¹⁴Notons que le modèle ne fournit que les probabilités pour chacun des individus de l'échantillon d'être dans les différentes occupations. La modalité finalement retenue comme l'occupation de l'individu prédite par le modèle est celle dont la probabilité prédite est la plus grande.

Cette estimation du modèle en prenant le voisinage résidentiel comme groupe de référence confirme l'amélioration de l'ajustement du modèle aux données lorsque sont prises en compte les variables d'interactions sociales. De plus, on constate que le pouvoir prédictif du modèle s'est renforcé avec maintenant 66,75% de bonnes prédictions (Tableau 13 en Annexe 2). L'hypothèse I.I.A. est toujours rejetée pour les différentes modalités, à l'exception de la modalité "ne pas travailler" (Tableau 12 en Annexe 2). Par ailleurs, il faut remarquer que le niveau des coefficients notamment ceux des effets d'interactions sociales varient beaucoup d'une estimation à l'autre, ce qui denote que dans cette modélisation les effets estimés des interactions sociales sont certainement sensibles à la structure retenue des groupes de référence.

6.2 Modèle logistique multinomial emboîtée

Comme nous l'avons signalé précédemment, le choix de la structure arborescente du modèle logit emboîté est assez délicat puisque a priori plusieurs options sont possibles. Après avoir justifiée la structure que nous retenons dans cette étude, nous présenterons les résultats des estimations du modèle pour chaque type de groupe de référence.

6.2.1 Spécification du modèle logit multinomial emboîté

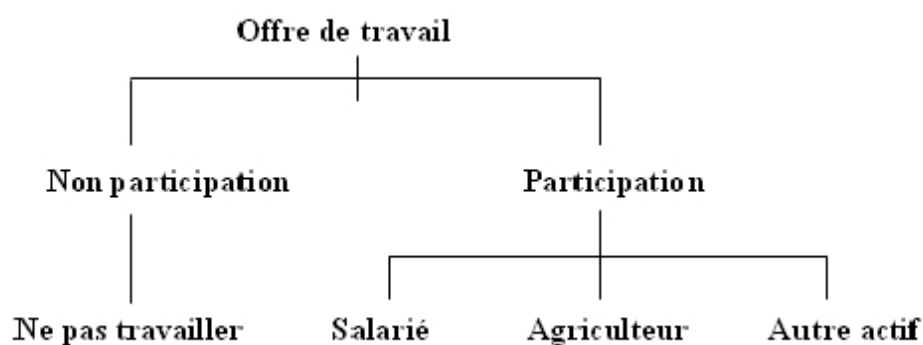
Des différents tests relatifs à l'hypothèse d'indépendance des alternatives non pertinentes mis en oeuvre (Annexe 2) après chacune des trois estimations précédentes, on remarque que seule l'élimination de la modalité "chômeur/Inactif" - sur les estimations avec interactions sociales - produit un non rejet de l'hypothèse. Autrement dit, lorsqu'on prend en compte les variables d'interactions sociales, l'hypothèse des alternatives non pertinentes semble plausible sur le sous-ensemble formé des modalités "Salarié", "Agriculteur" et "Autre Actif". Elle est systématiquement rejetée

pour tout ensemble de choix contenant l'option "chômeur/Inactif".

Sachant que la structure hiérarchique optimale est celle qui permet à l'hypothèse I.I.A. d'être respectée dans chaque groupe, tout en favorisant une certaine corrélation entre les groupes, l'observation précédente suggère de considérer comme premier niveau de partitionnement d'un côté l'option "Non participation au marché du travail" et les autres modalités d'un autre côté, c'est à dire l'option "Participation au marché du travail".

Bien que basée sur une appréciation empirique des données d'estimation, cette partition des choix en sous-groupes paraît assez naturellement dans la mesure où l'on peut clairement séparer le choix de ne pas travailler de l'ensemble des autres choix qui sont tous des choix de travailler mais dans des segments différents. La structure hiérarchique du modèle que nous allons étudier est illustrée par le graphique 2.

GRAPHIQUE 2 : Lien entre modalités de facteurs du modèle proposé



De même qu'avec un modèle LM, la probabilité qu'un travailleur exerce dans l'un

ou l'autre des segments du marché du travail, sachant qu'il a choisi de travailler, sera évaluée à l'aide de l'équation suivante :

$$\Pr(\omega_i = l \mid T, h_{il}, p_{ij}^e, \forall j) = \frac{\exp(\beta h_{il} + \beta J p_{il}^e)}{\sum_{j=0}^{L-1} \exp(\beta h_{ij} + \beta J p_{ij}^e)}$$

La façon dont va être évaluée la probabilité de ne pas travailler plutôt que de participer au marché du travail va différer dans le modèle LME. Elle devient :

$$\Pr(\omega_i = 0 \mid h_{i0}, p_{ij}^e, \forall j) = \frac{\exp(\beta h_{i0} + \beta J p_{i0}^e)}{\exp(\beta h_{i0} + \beta J p_{i0}^e) + \exp(\lambda I_i)}$$

et $I_i = \ln \left(\sum_{j=0}^{L-1} \exp(\beta h_{ij} + \beta J p_{ij}^e) \right)$

Dans cette formulation, la composante h_{i0} contient un ensemble de variables propres à l'explication du choix de participer ou pas au marché du travail. Ces dernières peuvent différer des variables explicatives du choix d'un segment sur le marché du travail (h_{il}). Le terme I_i représente la valeur inclusive pour le groupe de choix concerné (ici les choix de segment sur le marché du travail).

Si λ est égal à 1, le modèle LME se réduit à un modèle LM standard. C'est en permettant au terme λ de différer de l'unité que le modèle LME relâche l'hypothèse d'IIA à travers les différentes "branches" de l'arbre de décision. L'hypothèse est maintenue entre les choix appartenant à un même groupe mais est relâchée entre les groupes. McFadden (1980) a montré que si et seulement si ces valeurs sont comprises entre 0 et 1, le modèle reste en concordance avec le principe de rationalité individuelle - à savoir la maximisation de l'utilité stochastique. Si l'estimation du modèle donne un paramètre $\lambda > 1$, la spécification est erronée et il faut changer de modèle. La probabilité de choisir le segment l du marché du travail s'écrit dorénavant :

$$\Pr(\omega_i = l \mid h_{il}, p_{ij}^e, \forall j) = \Pr(\omega_i = l \mid T, h_{il}, p_{ij}^e, \forall j) \cdot (1 - \Pr(\omega_i = 0 \mid h_{i0}, p_{ij}^e, \forall j))$$

Les paramètres du modèle LME ainsi défini peuvent être estimés par les techniques usuelles du maximum de vraisemblance¹⁵. Le paramètre λ peut servir à tester l'hypothèse d'IIA ; en effet, un test de l'hypothèse nulle $\lambda = 1$ constitue un test efficace de la pertinence de cette dernière dans le modèle LM. La valeur inclusive λ constitue une mesure de "l'indépendance" des choix du sous-groupe constitué des trois possibilités sur le marché du travail par rapport au dernier choix, celui de ne pas travailler.

Par ailleurs, tel qu'il est structuré, ce modèle conserve¹⁶ les mêmes propriétés d'identification des interactions sociales que le modèle logit multinomial non emboîté. En effet, notre modèle logistique multinomial emboîté est un modèle logistique multinomial couplé à un modèle logit binaire en amont. De sorte que le théorème d'identification reste applicable pour chacun des deux niveaux du modèle. Les paramètres d'interactions sociales pour le choix de participer ou non au marché du travail, et le choix des différents segments du marché du travail pourront donc être estimés dans des conditions quasi-similaires à celles d'un modèle logit multinomial.

¹⁵ On fait l'hypothèse que les résidus ε dans la fonction d'utilité stochastique ont des distributions indépendantes de type GEV (generalized extreme-value).

¹⁶ A condition de demeurer sur une partie non linéaire de la fonction de vraisemblance.

6.2.2 Estimation du modèle logistique multinomial emboîté

6.2.2.1 *Groupe de reference : proximite sociale*

TABLEAU 4 : Estimation du modèle multinomial emboîté avec interaction sociale
(groupe de reference 1) d'offre de travail dans le milieu urbain de la Côte d'Ivoire en 1993

VARIABLES	Segments du marché du travail			
	Non participation	Salarié	Agriculteur	Autre Actif
Participation au marché				
Âge (en années)	0,06 (2,63)	-	-	-
Âge au carré / 100	0,00 (1,01)	-	-	-
Sexe (1=homme)	0,87 (2,23)	-	-	-
Taille du ménage	-0,10 (4,89)	-	-	-
Proportion d'enfants	-4,06 (-5,60)	-	-	-
Proportion d'actifs	-9,07 (-10,35)	-	-	-
Proportion au chômage	4,23 (3,94)	-	-	-
Choix d'un segment				
Nombre d'années d'études	-	-0,15 (-1,18)	-0,16 (-0,87)	-0,17 (-1,89)
Revenu moyen imputé	-	0,19 (2,46)	0,19 (4,51)	0,28 (3,49)
Proportion dans le segment	-	4,04 (5,79)	3,99 (9,98)	1,52 (1,86)
Valeur inclusive λ	0,83 (3,24)			
Log de vraisemblance		-4623,711		
$\chi^2(16)^a$		5613,653 (0,000)		
N		5360		

Note : (a) Le test du rapport de vraisemblance calculé selon $RV=2(L1-L0)$ où L1 correspond au Log Likelihood du

modèle sans contrainte et L0 correspond au Log Likelihood du modèle contraint ; correspond au Log Likelihood du modèle contraint ;

Source : Calculs de l'auteur sur données Côte d'Ivoire EP1993

6.2.2.2 Groupe de reference : voisinage résidentiel

TABLEAU 5 : Estimation du modèle multinomial emboîté avec interaction sociale
(groupe de reference) d'offre de travail dans le milieu urbain de la Côte d'Ivoire en 1993

VARIABLES	Segments du marché du travail			
	Non participation	Salarié	Agriculteur	Autre Actif
Participation au marché				
Âge (en années)	0,10 (3,02)	-	-	-
Âge au carré / 100	-0,20 (-6,31)	-	-	-
Sexe (1=homme)	-0,67 (-3,82)	-	-	-
Taille du ménage	-0,08 (-5,05)	-	-	-
Proportion d'enfants	-3,68 (-10,98)	-	-	-
Proportion d'actifs	-9,24 (-20,60)	-	-	-
Proportion au chômage	8,38 (10,90)	-	-	-
Choix d'un segment				
Nombre d'années d'études	-	-0,24 (-2,48)	0,05 (1,10)	-0,22 (-2,54)
Revenu moyen imputé	-	0,28 (3,25)	0,44 (4,46)	0,27 (3,11)
Proportion dans le segment	-	3,06 (14,97)	4,18 (17,03)	2,52 (10,32)
Valeur inclusive λ	0,58 (4,31)			
Log de vraisemblance		-5100,401		
$\chi^2(16)^a$		4660,273 (0,000)		
N		5360		

Note : (a) Le test du rapport de vraisemblance calculé selon $RV=2(L1-L0)$ où L1 correspond au Log Likelihood du modèle sans contrainte et L0 correspond au Log Likelihood du modèle contraint

Source : Calculs de l'auteur sur données Côte d'Ivoire EP1993

Pour les deux estimations, le paramètre λ a bien une valeur significative différente de l'unité et surtout le test de l'hypothèse nulle $\lambda = 1$ est rejeté à 5%. Ceci ne constitue pas un résultat très surprenant étant donnée la "fissure" évidente existant entre la décision de travailler et le choix d'un segment sur le marché du travail. Ces résultats suggèrent que les alternatives proposées *sur* le marché du travail constituent entre elles des substituts plus proches que par exemple le choix de ne pas travailler plutôt que d'être un travailleur indépendant.

Les tableaux 4 et 5 donnent les résultats issus du modèle LME respectivement pour les deux structures de groupes de référence considérées. Notons que les coefficients s'interprètent différemment de ceux du modèle logistique multinomial non emboîté. Dans ce dernier, les coefficients s'interprètent comme l'effet d'un accroissement unitaire de la variable sur les chances de faire tel ou tel choix *plutôt* que le choix "exclu" ou "choix de préférence" pour lequel les coefficients sont arbitrairement maintenus à zéro pour des raisons techniques. Ici, les coefficients portant sur la participation au marché du travail s'interprètent comme l'effet marginal d'une variation unitaire de la variable considéré sur l'utilité de ne pas participer au marché du travail plutôt que d'y entrer. Les coefficients portant sur le choix d'un segment sur le marché donnent les effets marginaux d'une variation unitaire de la variable considérée sur l'utilité de participer à tel ou tel segment du marché du travail.

7 Interprétations des résultats

Ces résultats d'estimation suscitent plusieurs commentaires. En premier lieu, on constate que ces résultats sont intéressants dans la mesure, entre autre, où ils permettent d'obtenir un grand nombre de variables significatives, aussi bien dans l'explication des choix de participation que dans celle des choix de segments sur le marché du travail. L'option de spécification choisie, qui consiste à supposer que la décision de participer au marché dépend des caractéristiques démographiques et du contexte familial alors que le choix d'un segment dépend de la productivité potentielle et du contexte social, semble permettre de mieux expliquer les choix et d'éviter la "dilution" de l'information - concernant par exemple le contexte familial - sur un ensemble de choix qui n'est pas forcément pertinent. En effet, on peut considérer que des variables telles que la taille du ménage, le nombre d'enfants en

bas âge et la proportion d'individus employés dans le ménage influence la décision de travailler, mais pas forcément celle de travailler dans tel ou tel segment du marché du travail. A l'inverse, les variables liées aux potentialités de l'individu sur le marché du travail vont plutôt jouer sur le choix de segment qu'il fera, une fois qu'il aura décidé de travailler.

Décision de participation au marché du travail : caractéristiques familiales et hystérésis du chômage

Nous nous intéressons d'abord aux influences des caractéristiques individuelles et familiales, puis à celles des effets contextuels liés aux caractéristiques des groupes de référence, et enfin aux effets (endogènes) des groupes de référence sur les choix occupationnels. L'âge des individus augmente les chances de non participation au marché du travail, de façon significative. L'aspect quadratique de la relation âge-participation est démontré par le signe négatif et la forte significativité de l'âge au carré divisé par cent. Le coefficient lié au sexe des individus montre que le fait d'être un homme, toutes choses égales par ailleurs, augmente très significativement les chances de participer au marché du travail¹⁷.

Les variables taille du ménage, proportion d'enfants et proportion d'actifs¹⁸ sont toutes significativement corrélés, selon le signe conforme aux hypothèses de la théorie traditionnelle, à la participation au marché du travail. Pour ces dernières cependant, il aurait été particulièrement intéressant de pouvoir différencier l'effet sur la parti-

¹⁷Rappelons ici qu'un signe négatif pour le coefficient lié à la variable sexe signifie que le fait d'être un homme diminue les chances de ne pas participer au marché du travail et augmente conséquemment celles d'une participation.

¹⁸Des recherches récentes sur les marchés du travail en Afrique ont montré la diversité des externalités en termes d'emploi liées au statut du chef de ménage pour les membres secondaires des ménages (Lachaud, 1994).

cipation des hommes et des femmes. Il est manifeste que ce dernier diverge selon le sexe des individus et que celui présenté par le modèle constitue un "effet total", parfois peu évident à interpréter. Malheureusement, le très faible nombre de femmes présentes dans les différents segments du marché ne permettent pas d'évaluer un modèle LME pour ce sous-échantillon. Cette recherche, plus fine, devra être menée dans des travaux ultérieurs.

La prise en considération des caractéristiques des groupes de référence appelle des commentaires spécifiques. La structure non linéaire du modèle économétrique permet l'identification séparée des effets endogènes et des effets exogènes et contextuels. Tout d'abord, analysons l'influence du groupe de référence sur la décision de participer ou non au marché du travail. A cet égard, il s'agit d'une mesure d'effet endogène du groupe de référence à travers la relation entre les chances de non participation et la proportion d'individus du groupe de référence qui ne participent pas au marché du travail. Les coefficients estimés sont positifs et fortement significatifs ; autrement dit, il apparaît clairement que la probabilité pour un individu de ne pas participer au marché du travail est positivement corrélée à la proportion d'individus de son groupe de référence qui ne participent pas au marché du travail.

Ce résultat mérite d'être modulé selon le groupe d'âge et la "validité" des individus considérés car dans le sous-échantillon des individus ne participant pas au marché du travail, on trouve aussi bien des chômeurs que des inactifs (essentiellement des retraités). Ainsi, relativement aux inactifs, le résultat semble nourrir l'idée d'un regroupement spatial des personnes n'exerçant plus aucune activité professionnelle. Mais une telle interprétation est assez délicate car elle suppose la considération d'une endogénéité de la formation des groupes.

L'interprétation la plus intéressante dans le cadre de ce modèle est celle relative aux chômeurs. Relativement à la situation de chômage, les résultats du modèle semblent être une illustration empirique d'une idée théorique évoquée par A. Clark (2001). Le fait que la probabilité de non participation au marché du travail dépende positivement de la prévalence de chômage dans son groupe peut s'expliquer par un phénomène d'intensité du stigmat social associé au chômage. En effet, Clark en analysant la façon dont l'environnement social influe la perception par les chômeurs de leur situation de chômage, découvre que la perception des pertes de bien-être associées à la perte d'un emploi ne dépend pas seulement de la diminution du revenu, mais aussi de l'environnement ambiant. Le stigmat social associé au statut de chômeur est plus marqué si une petite proportion de la population est sans emploi, mais devient moins important si le chômage est une situation qui se banalise. Clark souligne alors que ce type de phénomène peut être à l'origine d'une hystérésis du chômage, dans la mesure où un accroissement de ce phénomène peut entraîner une diminution de l'incitation à trouver un emploi, ce qui auto-entretient l'augmentation du chômage.

Choix du segment du marché du travail : effet revenu et effet d'apprentissage

Analysons les résultats relatifs aux choix d'un segment du marché du travail, une fois prise la décision de participation. Concernant les effets exogènes des interactions sociales, le niveau moyen d'éducation du groupe de référence approximé par le nombre moyen d'années d'éducation réduit globalement la probabilité de choix d'un des segments du marché du travail. Ce résultat est valable pour l'emploi de salarié et d'indépendant non agricole. Le nombre d'années d'éducation semble être un indicateur non pertinent pour l'occupation en tant qu'agriculteur. Le lien glo-

bablement négatif entre une occupation et le nombre d'années de formation semble corroborer une prédiction de la théorie du capital humain. En effet, celle-ci suppose que si la durée de formation est analysée comme un coût, elle agit négativement dans le programme de maximisation de l'utilité de l'agent. Cependant, cette utilité prend aussi en compte le revenu anticipé sur les différents segments du marché.

Les coefficients liés au revenu imputé - par ailleurs, un indicateur du niveau de vie des membres du groupe de référence exerçant dans chacun des segments - sont positifs et significatifs. L'offre de travail dans les différents segments est donc une fonction croissante du revenu escompté dans ces derniers. Ce résultat est intéressant dans la mesure où la plupart des modèles explicatifs usuels de la participation au marché du travail ne parviennent pas à établir de réel lien significatif entre revenu imputé et choix de secteur. Ces derniers ne peuvent en effet prendre en considération qu'un seul revenu imputé sur le marché du travail : celui que les individus peuvent escompter de leur participation au marché "au sens large" - et pas de leur participation à tel ou tel segment du marché. Ici, il est possible de considérer des revenus différents selon le segment considéré. Chaque individu est confronté à trois revenus imputés différents correspondant chacun à l'un des segments du marché du travail considéré. Cette nouvelle prise en compte semble plus efficace, car elle permet de rendre compte de l'hétérogénéité des modes de fixation des revenus dans les différents segments. La méthode usuelle obligeait à considérer que les revenus se forment de la même façon sur l'ensemble du marché, ce qui va à l'encontre de l'hypothèse initiale de segmentation.

Enfin, la prévalence d'une activité dans le groupe de référence, et ses rapports aux probabilités d'occupation, mettent en exergue les effets endogènes des choix

d'occupation. La proportion d'individus du groupe de référence dans une activité augmente, toutes choses égales par ailleurs, les chances d'un individu de se retrouver dans cette activité donnée. Cette observation pourrait s'expliquer par les mécanismes d'apprentissage. En effet, en présence d'interdépendances des préférences, des interactions sociales peuvent se baser sur un phénomène d'apprentissage si les individus s'informent mutuellement (Benabou, 1993). Lorsque des individus du voisinage exerce une action (ou une activité), cela permet à d'autres individus du voisinage d'apprendre sur cette activité, en terme d'amélioration des rendements ou de réduction des coûts. Dans l'article de Young (1993) (cité dans Moffitt (2001)), les individus apprennent en observant les actions passées des autres individus dans le groupe de référence et cet apprentissage engendre des stratégies qui convergent vers un équilibre de Nash.

8 Conclusion

Les interactions sociales jouent un rôle important dans les décisions d'occupation des chefs de ménages, et certainement des individus en général. La modélisation économétrique dans la structure du modèle logit multinomial emboîté permet d'intégrer des variables d'interactions sociales et d'assurer, par sa non-linéarité, l'identification des différents effets.

Les résultats d'estimation apportent des éclairages nouveaux sur les relations entre caractéristiques individuelles, familiales et choix d'occupation des chefs de ménages dans la zone urbaine de la Côte d'Ivoire. Les implications de la théorie du capital humain sont confirmées : le niveau d'éducation moyen du groupe de référence auquel il appartient, de même que les niveaux de revenus espérés sont

des facteurs essentiels. L'impact positif des revenus espérés indique que dans la détermination de leurs occupations par les individus, l'effet de revenu l'emporte sur l'effet de substitution dans les trois segments du marché du travail considéré dans cette étude. Ces résultats montrent que les effets exogènes des groupes de références sur le choix d'occupation sont assez significatifs¹⁹.

Les effets endogènes d'interactions sociales sont effectifs et mettent en exergue de probables effets d'entraînement (hysteresis) du chômage liés à la perception dans le groupe de référence du stigmate social associé au statut de chômeur. Des effets endogènes sont manifestent également dans le choix précis du type d'occupation une fois que la décision de participer au marché du travail est prise. Les décisions relatives à différents types d'occupation des individus sont influencées par les choix des individus de leur groupe de référence ; plus la proportion des individus du groupe sur un segment du marché du travail est forte plus les chances d'un individu de s'orienter sur ce segment sont fortes. Cette observation est une illustration du phénomène d'apprentissage en présence d'interactions physiques.

Sur le plan conceptuel, la structure du modèle présente des insuffisances. D'abord, elle ne tient pas compte du fait que l'étendue des possibilités d'occupation dépend certainement du niveau d'éducation. De plus, le modèle ne distingue pas les influences des facteurs d'offre de celles des facteurs de demande sur le marché du travail. En effet, dans l'analyse des choix d'occupation, il peut être utile de s'interroger si les occupations des individus relèvent de choix délibérés (*côté offre*) ou si celles-ci relèvent plutôt des contraintes sur le marché du travail (*côté demande*) ou d'une combinaison des deux paramètres (Filer, 1986).

¹⁹Pour une revue très complète et détaillée des relations entre revenus imputés et offre de travail, on pourra se reporter à Killingsworth et Heckman (1986).

En fait, les difficultés liées à l'identification séparée des effets d'offre et de demande viennent du fait que le plus souvent, dans les modèles de choix d'occupation, les variables d'intérêt ont des modalités multiples et qualitatives. Les contraintes techniques d'estimation obligent alors le modélisateur à joindre les facteurs de demande et les facteurs d'offre dans une structure commune. Dans une telle situation, on ne peut discerner si les individus sont dans l'occupation de leur choix, qui émerge de leurs préférences, ou s'ils y sont contraints par les conditions du marché.

ANNEXES DU CHAPITRE 2

ANNEXE 1 : Note sur les enquêtes ménages en Côte d'Ivoire²⁰

Les enquêtes statistiques dans les pays en développement ont été initiées assez récemment. Les premières enquêtes socio-économiques datent des années 1960 (Larivière et al, 1997b). En Côte d'Ivoire, comme dans bien d'autres pays africains, les préoccupations directement centrées sur les conditions de vie des ménages ont été encore plus tardives.

Les toutes premières enquêtes ivoiriennes ont démarré véritablement à la fin des années 1970 avec l'enquête sur le budget et la consommation des ménages de 1979 (EBC 79). D'autres enquêtes telles que le "Living Standard Measurement Survey" (LSMS 1985, 1986, 1987 et 1988) et l'EPAM (1985) ont complété ces premières données. Par ailleurs, la rigueur de l'ajustement structurel et surtout ses conséquences sociales ont permis d'initier des opérations de collecte de données, notamment les enquêtes prioritaires sur les dimensions sociales de l'ajustement structurel (DSA, 1992), puis les enquêtes prioritaires (EP1993, EP1995) et les enquêtes niveau de vie des ménages (ENV1998, ENV2000).

Les données utilisées dans cette thèse sont issues des trois enquêtes EP1993, ENV1998 et ENV2002, réalisées avec des méthodologies relativement proches. Nous détaillons la méthodologie de l'enquête EP1993. Cette enquête couvre un échantillon de 9600 ménages permettant une représentativité à l'échelle nationale de l'ensemble des ménages ivoiriens dans 5 strates (Abidjan, Autres Villes, Forêt Rurale Est, Forêt

²⁰On trouvera une présentation relativement détaillée de ces enquêtes en Côte d'Ivoire dans la thèse de Fassassi Raïmi portant sur la "Pauvreté humaine et fécondité en Côte d'Ivoire" soutenue en 2005 à l'Université de Saint-Quentin-En-Yvelines.

Rurale Ouest et Savane Rurale). L'échantillonnage de cette enquête s'est déroulé de la façon suivante : un "District de Recensement" (DR), qui a une taille moyenne de 1000 personnes, soit environ 200 ménages, était choisi en 1991 comme unité primaire de sondage. Au niveau de chaque strate (les régions), les DR étaient tirés avec des probabilités proportionnelles à leur taille. Ensuite, dans chaque DR choisi, un îlot a été tiré avec une probabilité égale pour tous les îlots. Le dénombrement a permis de constituer 480 grappes de ménages. Après ce dénombrement, 20 ménages étaient tirés par grappe et enquêtés en 1993 ; ce qui amène le nombre de ménages couverts par cette enquête à 9600.

ANNEXE 2 : Tableaux statistiques

TABLEAU 6 : Identification des segments du marché du travail urbain, moyenne et écarts-type des variables de l'analyse ; Côte d'Ivoire 1993

VARIABLES	Segments du marché du travail				
	Non participation	Salarié	Autre Actif	Agriculteur	Ensemble
Démographie, contexte familial					
Âge (en années)	55,99 (15,84)	39,30 (8,46)	41,88 (11,40)	47,85 (14,41)	43,45 (12,71)
Âge au carré / 100	33,86 (17,41)	16,16 (7,24)	18,84 (10,43)	24,98 (13,98)	20,50 (12,40)
Sexe (1=homme)	0,81 (0,39)	0,94 (0,24)	0,73 (0,45)	0,82 (0,39)	0,84 (0,37)
Taille du ménage	7,12 (4,87)	6,75 (4,10)	5,33 (3,80)	6,12 (4,03)	6,24 (4,14)
Proportion d'enfants	0,26 (0,21)	0,35 (0,21)	0,32 (0,24)	0,30 (0,23)	0,32 (0,23)
Proportion d'actifs	0,31 (0,20)	0,50 (0,24)	0,61 (0,30)	0,63 (0,25)	0,54 (0,26)
Productivité potentielle, contexte social					
Nombre d'années d'études	3,31 (4,61)	6,48 (5,57)	2,08 (3,58)	1,47 (2,99)	3,87 (5,01)
Log du Revenu moyen imputé	12,21 (0,60)	12,56 (0,66)	12,34 (0,62)	11,94 (0,64)	12,34 (0,68)
Nombre d'individus (pourcentage du total)	571 (0,11)	2158 (0,40)	1639 (0,31)	992 (0,18)	5360 (1)

TABLEAU 7 : Distance du Khi-deux (Coefficient de Cramer) entre les caractéristiques des chefs de ménages dans le milieu urbain de la Côte d'Ivoire en 1993

	Emploi	Region	Sexe	Education	Age	Religion	Ethnie
Emploi	1						
Region	0,270	1					
Sexe	0,271	0,013	1				
Education	0,238	0,181	0,133	1			
Age	0,285	0,152	0,090	0,192	1		
Religion	0,160	0,136	0,164	0,296	0,096	1	
Ethnie	0,133	0,153	0,175	0,213	0,049	0,487	1

TABLEAU 8 : Résultats du test I.I.A. du modèle multinomial sans interaction sociale

Modalité éliminée	$\chi^2(18)$	$p > \chi^2$
Salarié	45,327	0,009
Agriculteur	56,675	0,004
Autre Actif	29,414	0,010
Chômeur / Inactif	17,901	0,042

TABLEAU 9 : Modalités actuelles vs modalités prédites du modèle multinomial sans interaction sociale

		Modalites predites				
		Salarié	Agriculteur	Autre Actif	Chômeur	Total
Modalites actuelles	Salarié	1470	43	602	43	2158
	Agriculteur	120	234	317	42	713
	Autre Actif	539	125	1204	50	1918
	Chômeur	140	55	50	326	571
	Total	2269	457	2173	461	5360

TABLEAU 10 : Résultats du test I.I.A. du modèle multinomial avec interaction sociale

(groupe de référence 1)

Modalité éliminée	$\chi^2(27)$	$p > \chi^2$
Salarié	58,453	0,008
Agriculteur	27,319	0,010
Autre Actif	13,558	0,087
Chômeur / Inactif	7,039	0,391

TABLEAU 11 : Modalités actuelles vs modalités prédites du modèle multinomial avec interaction sociale (groupe de référence 1)

		Modalites predites				
		Salarié	Agriculteur	Autre Actif	Chômeur	Total
Modalites actuelles	Salarié	1509	27	579	43	2158
	Agriculteur	91	217	364	41	713
	Autre Actif	507	104	1260	47	1918
	Chômeur	137	46	61	327	571
	Total	2244	394	2264	458	5360

TABLEAU 12 : Résultats du test I.I.A. du modèle multinomial avec interaction sociale (groupe de référence 2)

Modalité éliminée	$\chi^2(27)$	$p > \chi^2$
Salarié	67,212	0,007
Agriculteur	15,385	0,079
Autre Actif	20,103	0,047
Chômeur / Inactif	11,410	0,276

TABLEAU 13 : Modalités actuelles vs modalités prédites du modèle multinomial avec interaction sociale (groupe de référence 2)

		Modalites predites				
		Salarié	Agriculteur	Autre Actif	Chômeur	Total
Modalites actuelles	Salarié	1602	64	444	48	2158
	Agriculteur	99	359	220	35	713
	Autre Actif	481	115	1270	52	1918
	Chômeur	127	29	68	347	571
	Total	2309	567	2002	482	5360

ANNEXE 3 : Théorème d'identification

Théorème

Supposons que le vrai processus générateur des données soit donné par les équations (2.9) et (2.10) avec la normalisation $k_0 = 0$, $c_0 = 0$, $d_0 = 0$, $J_0 = 0$ et $\beta = 1$.

Supposons que :

- le support joint de X_i et $Y_{n(i)}$ n'est pas inclus dans un sous espace linéaire propre de R^{r+s} ,
- le support de $Y_{n(i)}$ n'est pas contenu dans un sous espace linéaire propre de R^s ,
- aucun élément de X_i et $Y_{n(i)}$ est constant,
- pour chaque choix l , il existe au moins un voisinage n_l tel que conditionnellement à Y_{n_l} , X_i n'est pas inclus dans un sous espace linéaire propre de R^r ,
- aucun élément de $Y_{n(i)}$ n'est à support borné,
- $p_{n(i),l}$ n'est pas constant entre les voisinages,
- pour chaque individu, les termes d'utilité aléatoire sont indépendants des X_i et $Y_{n(i)}$ correspondant.

Alors l'ensemble des paramètres $(k_l, c_l, d_l, J_l, \dots, k_{L-1}, c_{L-1}, d_{L-1}, J_{L-1})$ est identifié par rapport à n'importe quelle alternative distincte.

Preuve

C'est une généralisation du théorème sur l'identification des effets de voisinages pour les choix binaires (voir Brock et Durlauf, 2001).

Chapitre 3

Interactions sociales et Arbitrages budgétaires

1 Introduction

Sur un marché concurrentiel avec interdépendance de préférences, si les consommateurs ne coordonnent pas leurs décisions, en général l'équilibre de Nash qui en résulte n'est pas Pareto optimal. En effet, si la consommation d'un bien particulier par un individu a un effet sur les utilités d'autres consommateurs, alors en général le prix de ce bien ne reflète pas le coût marginal social de la consommation. Une des raisons de cet écart entre prix du bien et coût marginal social pourrait être la consommation à but d'ostentation.

Initialement abordé par Veblen (1899), le concept de consommation ostentatoire est couramment utilisé par les spécialistes des sciences humaines. Il désigne l'ensemble des dépenses motivées non par l'utilité des biens achetés, mais par la satisfaction que l'acquéreur éprouve du seul fait que la possession de ces biens démontre sa richesse matérielle, source de prestige social. En principe, la demande d'un bien évolue en sens inverse de son prix ; c'est ce qu'explique la théorie classique du marché par la loi de la demande. On parle d'effet Veblen lorsque, au contraire, la demande augmente avec l'augmentation du prix : ce qui est cher est bien, car c'est un moyen de distinction sociale.

Cependant, si sur le plan théorique la logique et les motivations de consommation ostentatoire semble assez bien cernées, des travaux d'évaluation empirique sur le sujet font défaut. En particulier, le lien entre l'existence de groupes de référence et ostentation de la consommation des biens ou tout simplement le degré d'ostentation les biens des dépenses les plus classiques des ménages restent des aspects très peu connus. La raison est, en partie, liée à la faiblesse des modèles d'estimation et à l'absence de données adéquates.

Ce chapitre se propose de pallier cette insuffisance en étudiant un modèle d'incidence de l'interdépendance des préférences sur la consommation des ménages. Ce modèle se fonde sur la structure de base du modèle AIDS qui est un modèle de systèmes de demande particulièrement fécond. Afin d'évaluer les conséquences des interactions sociales sur la consommation des biens, notamment le degré d'ostentation de ceux-ci, on spécifie dans le cadre AIDS l'influence de groupes de référence des ménages et des variables retardées de la consommation.

Cependant, si l'introduction des variables de consommation retardées dans le modèle permet de contourner les questions d'identification (Manski, 1993) qui se posent naturellement à cause du cadre linéaire du modèle AIDS, elle aborde *de facto* la question de la formation des habitudes de consommation (Pollak, 1976). Par conséquent, le modèle économétrique de cette étude spécifie explicitement à la fois l'interdépendance des préférences et la formation d'habitude de consommation. L'estimation du modèle s'effectuera sur un pseudo-panel de ménages issu de trois enquêtes ménages de la Côte d'Ivoire.

La section 2 de ce chapitre présente les concepts fondamentaux de l'étude : le modèle AIDS, la formation des habitudes et la consommation ostentatoire. La formalisation de dimensions supplémentaires (temporelles et interindividuelles) dans la structure du modèle AIDS est l'objet de la section 3. La section 4 porte sur la description des trois bases de données d'étude. Dans cette section, une première analyse concerne les rapports entre l'évolution du niveau de vie et les tendances de pauvreté et d'inégalité de la consommation entre 1993 et 2002. Une seconde analyse sur le lien entre le niveau de vie et les caractéristiques socio-démographiques des ménages vise à apporter un premier éclairage sur les variables à considérer

pour les groupes de référence. Dans la section 5, nous abordons la formation des variables pour l'estimation du modèle économétrique présenté dans la section 3 : la formation des postes de dépenses, la construction d'un pseudo-panel de ménages et la vérification sur le pseudo-panel de la structure de consommation en 1993, 1998 et 2002. Les résultats des estimations économétriques sont présentés et analysés dans la section 6, et enfin la section 7 conclut ce chapitre.

2 Notions de base

Nous abordons plusieurs notions importantes qui semblent intervenir dans plusieurs études relatives à la consommation des ménages : la consommation ostentatoire, les habitudes de consommation, le système de demande AIDS.

2.1 Consommation ostentatoire

La consommation ostentatoire est un concept initialement abordé par Veblen (1899) dans ses travaux relatifs à la consommation et plus précisément à la surconsommation. Il explique la consommation ostentatoire comme du "gaspillage" qui remplit une fonction sociale en permettant d'affirmer son rang social. Dans l'oeuvre de Veblen, le champ d'application de ce "conspicuous consumption" est universel : il recouvre à la fois les destructions massives de richesses observées dans certaines sociétés primitives lors de différentes fêtes et cérémonies où s'affrontent en des luttes de prestige les individus ou les groupes, et les achats de certains biens effectués par les classes dirigeantes des sociétés civilisées afin de justifier leur statut social élevé.

Evidemment, tous les achats de biens effectués ne sont pas des achats ostentatoires. En outre, il n'est pas évident qu'une simple observation fasse apparaître assez clairement le caractère ostentatoire d'un bien. Celui-ci résulte d'une non-utilisation

patente ou d'un usage non fonctionnel. Même lorsque l'acquéreur se sert d'un bien nouveau, il est difficile de savoir si son achat a été motivé par la satisfaction que son usage peut procurer ou par celle qu'il éprouve du seul fait de sa possession, qui exhibe sa richesse. En réalité, pour un observateur étranger, la certitude ne peut provenir que d'une déclaration sincère de l'intéressé (qu'il est presque impossible d'obtenir) ou d'une difficile appréciation subjective de la nature du besoin auquel le bien acheté correspond. D'où la nécessité de rechercher des critères généraux.

Selon Duran (1967), pour déterminer le caractère ostentatoire d'un bien, trois critères peuvent être retenus :

- le premier critère, un écart trop important (en niveau) entre le bien et les autres biens est un indice d'achat ostentatoire,
- le deuxième critère résulte d'une observation des habitudes de consommations des autres ménages¹,
- le troisième critère, enfin, résulte du rapprochement entre le prix du bien acquis et le revenu de son possesseur².

En fait le concept de style de vie introduit un parallélisme entre les complémentarités entre biens et styles de vie particuliers. Certains biens sont beaucoup plus susceptibles de servir un style de vie plutôt qu'un autre. Un groupe social avec un certain style de vie peut être considéré comme ayant maîtrisé le coût d'évaluation de l'efficacité de technologie de consommation diverses et l'utilité de chacun des biens.

¹La logique de la dépense ostentatoire veut, en effet, que le bien de parade soit un objet rare, exceptionnel de par la nature ou de par la quantité possédée.

²Une dépense de consommation qui représente plusieurs fois le montant du revenu monétaire révèle un comportement ostentatoire probable.

2.2 Habitudes de consommation

Pollak (1970) fournit une définition d'un bien d'habitude "habitual good". Il définit une habitude comme le fait que (i) la consommation passée influence les préférences présentes et donc, la demande présente et (ii) un haut niveau de la consommation passée d'un bien implique, *ceteris paribus*, un haut niveau de la consommation présente de ce bien.

La formation d'habitude a été introduite dans le contexte de système de demande par Pollak et Wales (1969). Deux types d'habitude sont distingués : l'habitude myope (ou naïve) et l'habitude rationnelle. Dans le premier cas (Pollak, 1976), les consommateurs n'ont pas conscience des effets que leurs décisions de consommation présente auront sur leurs futurs taux de substitution entre biens. Par conséquent, leurs comportements présentent une incohérence intertemporelle. Dans le second cas (Spinnewyn, 1981 ; Muellbauer, 1986), les consommateurs sont conscients des effets futurs de la consommation présente et l'intègre dans leurs stratégies.

L'une des approches les plus fréquentes dans les études microéconométriques pour tester la présence de la formation d'habitude a été l'utilisation de l'équation d'Euler. Elle se focalise sur la condition de premier ordre du problème de maximisation d'un consommateur générique et fournit l'estimation des paramètres des préférences. Dans ce sens, Hotz, Kydland et Sedlacek (1988) ont examiné si les fonctions d'utilité intertemporellement non séparables sont importantes dans la caractérisation du comportement de cycle de vie d'offre de travail des hommes blancs aux USA. Ils ont trouvé des résultats empiriques soutenant l'hypothèse que les préférences des agents dépendent directement des décisions passées de loisir.

L'étude de la formation d'habitude a naturellement mobilisé l'Hypothèse du

Cycle de Vie qui stipule, schématiquement, que le consommateur maximise une fonction d'utilité espérée intertemporellement additivement séparable. La séparabilité de la fonction additive constitue une propriété fort utile car elle permet alors une résolution en deux étapes du programme de maximisation ; la première étape consiste à déterminer le montant optimal de dépenses totales pour chacune des périodes et la seconde étape consiste à trouver, pour chaque période, la meilleure répartition entre les différents biens, du montant optimal déterminé à la première étape. Selon MaCurdy (1983), ces deux étapes d'allocation peuvent formellement se traduire respectivement par une équation d'Euler et par un système de demande.

2.3 Modèle AIDS

Nous étudions les niveaux des élasticités-revenus de la consommation d'un ensemble de biens et le degré d'ostentation de ces biens en s'appuyant sur un modèle de système de demande similaire à celui de Alessie et Kapteyn (1991). Les modèles de systèmes de demande les plus connus et les plus utilisés sont le "Linear Expenditure System" (LES), le modèle de Rotterdam, le modèle Addilog et le modèle "Almost Ideal Demand System" (AIDS)³. Le modèle de cette étude est un modèle AIDS qui intègre les interactions sociales.

³Cf. le livre de Daniel GAUYACQ (1985) pour un exposé détaillé sur les systèmes de demande. L'annexe 2 de ce chapitre expose brièvement quelques hypothèses communes à la plupart des systèmes de demandes.

Plusieurs raisons justifient l'utilisation fréquente du modèle AIDS. Premièrement, il provient d'une fonction de coût spécifique et donc correspond à une structure de préférence bien définie. Deuxièmement, ce modèle vérifie exactement les axiomes du choix en permettant l'agrégation parfaite des consommateurs⁴ sans avoir à recourir l'hypothèse de courbes d'Engel linéaires et parallèles. Troisièmement, les estimations économétriques sont relativement aisées, notamment les tests des hypothèses d'homogénéité et de symétrie se construisent par des restrictions linéaires.

Afin de faciliter la compréhension du modèle, et plus particulièrement les points relatifs à la spécification de l'interdépendance des préférences, rappelons brièvement les grandes lignes du modèle AIDS.

Le modèle AIDS, développé par Deaton et Muellbauer (1980), part lui-même du modèle de Working (1943) et de Leser (1963) qui établit une relation linéaire simple entre le coefficient budgétaire w_i d'un bien i et le logarithme du revenu $\ln x$:

$$w_i = \alpha_i + \beta_i \ln x$$

A partir de cette relation linéaire simple, Deaton et Muellbauer intègrent les effets prix et obtiennent un système de demande fondé sur une fonction de coût particulière. Cette fonction de coût appartient à la classe PIGLOG⁵.

Notons n ($n \in \{1, \dots, N\}$) les N consommateurs de la société, i ($i \in \{1, \dots, I\}$) les différents biens, et $u_n(t)$ et $\mathbf{p}(t) = [p_1(t), \dots, p_I(t)]'$ respectivement la fonction

⁴Voir Annexe 3 pour une présentation du problème d'agrégation des préférences et du problème d'agrégation des biens.

⁵Cf. Annexe 3

d'utilité de n et le vecteur des prix à la date t . Avec ces notations, la fonction de coût AIDS s'écrit :

$$\ln c_n [t, u_n(t), \mathbf{p}(t)] = \ln a_n [t, \mathbf{p}(t)] + u_n(t) \cdot \ln b [\mathbf{p}(t)] \quad (3.1)$$

où

$$\ln a_n [t, \mathbf{p}(t)] = \alpha_{0n}(t) + \sum_{i=1}^I \alpha_{in}(t) \ln p_i(t) + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^I \sum_{j=1}^I \gamma_{ij} \ln p_i(t) \ln p_j(t) \quad (3.2)$$

$$\ln b [\mathbf{p}(t)] = \beta_0 + \sum_{i=1}^I \beta_i \ln p_i(t) \quad (3.3)$$

où $\alpha_{in}(t)$, β_i , γ_{ij} , $\alpha_{0n}(t)$ et β_0 sont des paramètres vérifiant les contraintes suivantes :

$$\sum_{i=1}^I \alpha_{in}(t) = 1, \sum_{i=1}^I \beta_i = 1; \sum_{i=1}^I \gamma_{ij} = \sum_{j=1}^I \gamma_{ij} = 0; \gamma_{ij} = \gamma_{ji}.$$

Selon Deaton et Muellbauer (1980), la fonction $\ln a_n [t, \mathbf{p}(t)]$ s'interprète comme le niveau des dépenses de subsistance tandis que $\ln b(p)$ représente la dépense "supplémentaire". Des équations (3.1)-(3.3), on déduit⁶ les fonctions de demande suivantes :

$$w_{in} = \alpha_{in}(t) + \sum_{j=1}^I \gamma_{ij}(t) \ln p_j(t) + \beta_i \{ \ln x_n(t) - \ln a_n [t, \mathbf{p}(t)] \} \quad (3.4)$$

où $w_{in}(t)$ et $x_n(t)$ représentent respectivement le coefficient budgétaire du bien i et la dépense totale.

⁶Par une application du lemme de Shepard (différentiation de la fonction de coût).

Cette équation (3.4) constitue la relation de base sur laquelle se construit les influences des paramètres d'interdépendances. La modélisation qui sera faite à la section 3 permet d'appréhender différentes dimensions dans le comportement de consommation. Elle présente une évaluation de l'intensité des élasticités-revenus de la consommation des biens en situation d'interactions sociales ; elle permet d'isoler les effets des habitudes de consommation et de mesurer le degré d'ostentation d'un ensemble de biens de consommation.

Pour des raisons de simplicité de l'équation finale à estimer, nous supposerons dans cette étude que la formation d'habitude est myope. Il se pose alors le problème de la cohérence intertemporelle des ménages puisque, dans ce cas, la fonction d'utilité change dans le temps. La conséquence directe d'une variation de la fonction d'utilité est que l'estimation de l'équation d'Euler est assez délicate. Cependant, le cadre AIDS dans lequel nous effectuerons la modélisation présente le grand avantage de favoriser, nonobstant la difficulté, l'estimation de l'équation d'Euler (Alessie et Melenberg, 1990).

Le modèle économétrique, par sa structure dynamique et la spécification des groupes de référence, permet à la fois une mesure des habitudes de consommation des ménages et une appréciation du degré d'ostentation des principaux groupes de biens.

3 Prise en compte des groupes de référence et des habitudes

Dans la structure du modèle AIDS présentée à la section précédente, on peut spécifier des caractéristiques particulières des ménages.

Les paramètres α_i du modèle AIDS s'écrivent comme des fonctions⁷ de la taille du ménage pour prendre en compte les effets démographiques :

$$\alpha_{0n}(t) = \alpha_0 + \rho \ln s_n(t) \quad (3.5)$$

$$\alpha_{in}(t) = \alpha_{in}^*(t) + \delta_i \ln s_n(t) \quad (3.6)$$

où $s_n(t)$ désigne la taille du ménage n à la date t .

Grâce aux équations (3.5) et (3.6), le coefficient budgétaire du poste de dépense i du ménage n à la date t se réécrit de la façon suivante :

$$\tilde{w}_{in}(t) = \alpha_{in}^*(t) + \sum_{j=1}^I \gamma_{ij} \ln p_j(t) + \beta_i \{ \ln x_n(t) - \ln a_n[t, \mathbf{p}(\mathbf{t})] \} \quad (3.7)$$

où $\tilde{w}_{in}(t) = w_{in}(t) - \delta_i \ln s_n(t)$ avec $\sum_i \tilde{w}_{in}(t) = 1$.

Pour un ménage d'une personne $\tilde{w}_{in}(t) = w_{in}(t)$; et si $s_n(t) \neq 1$, $\tilde{w}_{in}(t)$ sera en général différent de $w_{in}(t)$. La quantité $\tilde{w}_{in}(t)$ s'interprète comme le coefficient budgétaire "ajustée" (à la taille du ménage).

3.1 Structure de base

On introduit comme dans Alessie et Kapteyn (1993), le *coefficient budgétaire moyen* d'un bien i à la date t , $\tilde{m}_{in}(t)$:

$$\tilde{m}_{in}(t) = \sum_{k=1}^N z_{nk}^i(t) \cdot \tilde{w}_{ik}(t) \quad (3.8)$$

⁷Cette spécification est similaire à celle de Ray (1983). Cependant, contrairement à Ray, on suppose que les paramètres β_i ne dépendent pas de la taille du ménage; ce qui implique que les échelles d'équivalence sont indépendantes de l'utilité du ménage de référence.

$z_{nk}^i(t)$ est le poids de référence et représente l'importance relative que le ménage n accorde à la consommation du bien i effectuée par le ménage k à la date t . En conséquence, $\tilde{m}_{in}(t)$ est une moyenne pondérée de coefficients budgétaires.

Le système $\tilde{m}_{in}(t)$ ($i = 1, \dots, I$) s'interprète comme la structure de consommation moyenne dans la société, du point de vue du ménage n . Notons que plusieurs $z_{nk}^i(t)$ peuvent être nulles parce que le ménage n ne connaît pas le ménage k ou simplement parce qu'il ne connaît pas la structure de consommation de ce ménage.

L'interdépendance des préférences et la formation d'habitude se modélisent par une spécification des paramètres $\alpha_{in}^*(t)$ comme fonctions linéaires de la moyenne des coefficients budgétaires de la période $t - 1$:

$$\alpha_{in}^*(t) = \alpha_i + \sum_{j=1}^I a_{ij} \tilde{m}_{jn}(t-1) \quad (3.9)$$

avec la contrainte suivante : $\sum_{i=1}^I a_{ij} = 0$, $j = 1, \dots, I$.

En outre, les $\tilde{m}_{jn}(t-1)$ de cette équation (3.9) sont définies en terme de prix de la période t ; c'est à dire que les $\tilde{w}_{ik}(t-1)$ de l'équation (3.8) sont les coefficients budgétaires qui seraient obtenus si les prix de la période t étaient valables à la période $t - 1$. Cette "déflation" sert à traduire l'influence de la structure de consommation de la période passée sur les préférences de la période courante en terme de quantités consommées.

Par la suite, plusieurs hypothèses simplificatrices sont effectuées sur les poids de référence $z_{nk}^i(t)$ afin d'aboutir à une forme du modèle empiriquement testable.

Premièrement, on suppose que le poids de référence propre $z_{nn}^i(t)$, c'est à dire le

poids qu'un individu n accorde à sa propre consommation, est constant pour tous les ménages et dans le temps :

$$z_{nn}^i(t) = \theta_1^i \quad \text{pour tout } n \in \{1, \dots, N\} \text{ et } \forall t \quad (3.10)$$

Deuxièmement, on suppose que les poids de référence pour les différents biens sont proportionnels :

$$z_{nk}^i(t) = \theta_2^i v_{nk}, \quad \forall t \quad (3.11)$$

où $\theta_2^i = 1 - \theta_1^i$ et où les coefficients de proportionnalité v_{nk} vérifient, $0 \leq v_{nk} \leq 1$ avec $\sum_{k=1}^N v_{nk} = 1$, $v_{nn} = 0$.

On pourra donc considérer les v_{nk} comme des poids de référence et considérer l'ensemble des ménages $\{k | v_{nk} > 0\}$ comme le groupe de référence du ménage n .

Grâce à ces hypothèses (3.10) et (3.11), l'équation (3.9) se reformule :

$$\alpha_{in}^* = \alpha_i + \sum_{j=1}^I a_{ij} \theta_1^j \tilde{w}_{jn}(t-1) + \sum_{j=1}^I a_{ij} \theta_2^j \sum_{k=1}^N v_{nk} \tilde{w}_{jk}(t-1) \quad (3.12)$$

Intuitivement, le degré d'ostentation du bien i est mesuré par le produit des paramètres a_{ii} et θ_2^i et l'effet des habitudes de consommation est mesuré par $b_{ii} = a_{ii} \theta_1^i$.

Par ailleurs, la période $t - 1$ étant considérée comme la période de base, tous les prix de cette période peuvent être supposés égaux⁸. Les équations (3.6), (3.8),

⁸Cela n'est guère une perte de généralité car dans la pratique, les données finales pour l'estimation sont déflatées pour tenir compte des variations de prix dues à l'inflation et aux différences spatiales.

(3.12) combinées aux deux égalités $\sum_{j=1}^I w_{jn}(t-1) = 1$ et $\sum_{i=1}^I \delta_i = 0$ fournissent la relation suivante :

$$\begin{aligned}
w_{in}(t) = & (\alpha_i - \beta_i \alpha_0) + a_{iI} + \sum_{j=1}^{I-1} (a_{ij} \theta_2^j - a_{iI} \theta_2^I) w_{jn}(t-1) \\
& + \sum_{j=1}^{I-1} (a_{ij} \theta_3^j - a_{iI} \theta_3^I) \sum_{k=1}^N v_{nk} w_{jk}(t-1) \\
& - \sum_{j=1}^{I-1} (a_{ij} \theta_2^j - a_{iI} \theta_2^I) \delta_j \ln s_n(t-1) \\
& - \sum_{j=1}^{I-1} (a_{ij} \theta_3^j - a_{iI} \theta_3^I) \delta_j \sum_{k=1}^N v_{nk} \ln s_k(t-1) \\
& + \beta_i \ln x_n(t) + (\delta_i - \beta_i \rho) \ln s_n(t) + u_{in}(t)
\end{aligned} \tag{3.13}$$

où les $u_{in}(t)$ sont des termes d'erreur qu'on suppose indépendants, identiquement distribués, de moyenne nulle et de matrice de variance covariance inversible⁹.

3.2 Groupe social et identification du modèle

Le problème de cette équation (3.13) est qu'elle contient un grand nombre¹⁰ de paramètres inconnus v_{nk} .

Afin de réduire le nombre de paramètres à estimer, on interprètera les v_{nk} comme des réalisations d'une distribution aléatoire. Puis, on fait l'hypothèse que le groupe de référence (inconnu) est approximativement égal au groupe social (connu). Cette hypothèse revient à établir les relations suivantes (Alessie et Kapteyn, 1985) :

⁹Pour satisfaire l'hypothèse d'additivité "adding up" (Cf. Annexe 2).

¹⁰Si N est le nombre de ménages, il y a $N(N-2)$ poids de référence indépendants qui devront être estimés.

$$\sum_k v_{nk} \ln x_k(t) = (1 - \kappa) \ln \bar{x}_n(t) + \kappa \eta_x(t) + \hat{v}_x(t) \quad (3.14)$$

$$\sum_k v_{nk} \ln s_k(\tau) = (1 - \kappa) \ln \bar{s}_n(\tau) + \kappa \eta_s(\tau) + \hat{v}_s(\tau), \quad \tau = t, t-1 \quad (3.15)$$

$$\sum_k v_{nk} w_{ik}(t-1) = (1 - \kappa) \bar{w}_{in}(t-1) + \kappa \eta_{w_i}(t-1) + \hat{v}_{w_i}(t-1), \quad i = 1, \dots, I \quad (3.16)$$

où $\ln \bar{x}_n(t)$ désigne la moyenne des logarithmes des dépenses totales du groupe social auquel appartient le ménage n , $\ln \bar{s}_n(t)$ la moyenne des logarithmes des tailles des ménages dans le groupe social ; les η sont les moyennes des mêmes variables mais dans toute la société (ou dans tout le pays) et les v sont des termes d'erreurs supposés hétéroscédastiques.

On a $0 \leq \kappa \leq 1$ et si $\kappa = 0$, le ménage n n'accorde aucun poids aux ménages hors de son groupe social ; si $\kappa = 1$ alors la connaissance du groupe social de l'individu n n'apporte aucune information sur son groupe de référence.

En substituant les équations (3.15) et (3.16) dans l'équation (3.13), on obtient la forme réduite suivante :

$$\begin{aligned} w_{in}(t) = & \alpha_i + c_i \ln s_n(t) + \beta_i \ln x_n(t) + \sum_{j=1}^{I-1} d_{ij} w_{jn}(t-1) \\ & + \sum_{j=1}^{I-1} e_{ij} \bar{w}_{jn}(t-1) - s_i \ln s_n(t-1) - t_i \ln \bar{s}_n(t-1) + \varepsilon_{in}(t) \end{aligned} \quad (3.17)$$

Dans cette équation (3.17), le paramètre β_i est le même paramètre des équations (3.4), (3.7) et (3.13). Les relations entre les paramètres de la forme réduite et ceux de la forme structurelle sont :

$$\alpha_i = (\alpha_i - \beta_i \alpha_0) + a_{iI}(1 - \kappa \theta_3^I) + \sum_{j=1}^I a_{ij} \theta_3^j \kappa \eta_{w_j}(t-1) \quad (3.18)$$

$$- \sum_{j=1}^I a_{ij} \theta_3^j \kappa \eta_{f_s}(t-1)$$

$$c_i = \delta_i - \beta_i \rho \quad (3.19)$$

$$d_{ij} = b_{ij} - b_{iI} \quad (3.20)$$

$$e_{ij} = (1 - \kappa)(a_{ij} \theta_3^j - a_{iI} \theta_3^I) \quad (3.21)$$

$$s_i = \sum_{j=1}^{I-1} d_{ij} \delta_j \quad (3.22)$$

$$t_i = \sum_{j=1}^{I-1} e_{ij} \delta_j \quad (3.23)$$

Avec les contraintes de cohérence suivantes :

$$\sum_{i=1}^I \alpha_i = 1, \quad \sum_{i=1}^I c_i = 0, \quad \sum_{i=1}^I d_{ij} = 0, \quad \sum_{i=1}^I e_{ij} = 0, \quad \sum_{i=1}^I s_i = 0, \quad \sum_{i=1}^I t_i = 0$$

Le terme d'erreur $\varepsilon_{in}(t)$ est une combinaison des erreurs $u_{in}(t)$ et des $\hat{v}_s(t-1)$ et $\hat{v}_{w_i}(t-1)$. Avec les hypothèses précédentes, les $\varepsilon_{in}(t)$ suivent¹¹, pour N suffisamment grand, une distribution de moyenne nulle et non corrélée avec les autres variables de l'équation (3.17). Cependant, puisque les variances de $\hat{v}_s(t-1)$ et $\hat{v}_{w_i}(t-1)$ varient avec les ménages, ces termes d'erreurs $\varepsilon_{in}(t)$ sont hétéroscédastiques.

¹¹Cf. Alessie et Kapteyn (1988)

4 Données d'étude

Trois bases de données seront utilisées pour l'estimation du modèle : les bases de données des enquêtes ménages en Côte d'Ivoire EP93, ENV98 et ENV02. Ces trois enquêtes réalisées avec la même méthodologie portent respectivement sur un total de 9600, 4200 et 10800 ménages. Les caractéristiques générales des ménages de ces trois bases de données sont présentées dans le tableau 8 en Annexe 1. Nous décrivons l'évolution de la distribution de niveau de vie au cours de la période d'étude 1993-2002, puis nous étudions par un modèle économétrique simple les liens entre les principales caractéristiques socio-démographiques et le niveau de vie des ménages.

4.1 Caractéristiques du niveau de vie entre 1993 et 2002

Le niveau moyen de la consommation par tête en Côte d'Ivoire est passé¹², en milliers de Francs CFA, de 278,0 en 1993 à 298,6 en 1998 et à 318,9 en 2002. Cette évolution correspond à une croissance moyenne annuelle de 1,44% entre 1993 et 1998, puis de 1,65% entre 1998 et 2002. L'incidence sur le niveau de la pauvreté et des inégalités n'est pas très marquée.

¹²Voir TABLEAU 3 à la section 5.3.

TABLEAU 1 : Evolution du niveau de pauvreté¹³ en Côte d'Ivoire entre 1993 et 2002

		1993	1998	2002
Pauvreté ^a	P_0	0,398	0,360	0,401
	P_1	0,133	0,121	0,132
	P_2	0,060	0,056	0,054
Extrême ^b Pauvreté	P_0	0,093	0,090	0,070
	P_1	0,019	0,021	0,016
	P_2	0,006	0,008	0,006

Note : ^a Seuil de pauvreté à 2\$ par jour et par personne ;

correspond à 137418 FrCFA en 1993 année de base

^b Seuil à 1\$ par jour et par personne (68709 FrCFA)

Source : Calculs sur les bases EP93, ENV98 et ENV02

TABLEAU 2 : Evolution des inégalités de consommation en Côte d'Ivoire 1993 - 2002

Part (en%) dans la dépense totale des	1993	1998	2002
5% les plus pauvres	1,03	0,82	0,97
10% les plus pauvres	2,44	2,00	2,38
20% les plus pauvres	6,00	5,16	6,05
40% les plus pauvres	16,02	14,21	16,30
50% les plus pauvres	22,63	20,30	22,96
50% les plus riches	77,37	79,70	77,04
40% les plus riches	69,39	72,34	69,17
20% les plus riches	47,57	52,01	47,86
10% les plus riches	31,40	36,52	31,95
5% les plus riches	20,20	25,65	20,84

Source : Calculs sur les bases de données EP93, ENV98 et ENV02

Le niveau global de la pauvreté entre 1993 et 2002 n'a pas vraiment changé. Il y a eu cependant une légère diminution au cours de la période 1993-1998 et une augmentation de pauvreté à la période suivante. Au cours de cette période, bien que la pauvreté et l'extrême pauvreté ont baissé d'environ 3 points de pourcentage, c'est surtout les plus riches qui ont vraiment bénéficiés de la croissance. La croissance

¹³ Les trois indices de pauvreté utilisés ici correspondent aux cas $\alpha = 0, 1$ et 2 des indices de Foster, Greer et Thorbecke (1984) $P_\alpha = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^q \left(1 - \frac{y_i}{z}\right)^\alpha$ où z désigne le seuil de pauvreté, q le nombre de ménages pauvres, N le nombre total de ménages, y_i le revenu équivalent du ménage i .

a été très défavorable aux plus pauvres, comme en témoignent la part des 5% des plus pauvres (TABLEAU 2), la profondeur de la pauvreté (P_1) et l'inégalité au sein des pauvres extrême (P_2) augmentent en 1998 (TABLEAU 1). De 1998 à 2002, les tendances s'inversent et la plupart des indicateurs retrouvent leur niveau de 1993.

4.2 Niveau de vie et caractéristiques socio-démographiques des ménages

L'étude des liens entre le niveau de vie des ménages et leurs caractéristiques socio-démographiques est utile à la détermination des profils de pauvreté. Dans cette étude, elle pourrait surtout apporter des éclairages indispensables à la construction des groupes de référence dès lors que ceux-ci sont approchés par des combinaisons de caractéristiques des ménages.

La démarche économétrique pour capter l'influence relative des déterminants consiste à tester la stabilité d'un modèle selon des segments de la distribution du niveau de vie des ménages. En d'autres termes, il s'agit de déterminer un ensemble de paramètres inhérents à chaque segment de la distribution. La distribution du niveau de vie étant segmentée en quintiles, il est possible de déterminer la probabilité qu'un ménage, ayant des caractéristiques spécifiques, soit localisé dans une strate donnée. A cet égard, le modèle logistique multinomial¹⁴ sera utilisé, en supposant que les termes aléatoires ont une distribution logistique.

¹⁴Ce choix a été préféré à une modélisation ordonnée qui paraît pourtant naturel a priori. Les niveaux de vie étant mesurés par D_i et les caractéristiques par X_i , l'une des pratiques courantes est de modéliser, dans le cas binaire (qui peut être généralisé au cas multinomial), la probabilité que les ménages soient pauvres, c'est à dire par exemple $H_i = 1$ si $D_i < Z$ et $H_i = 0$ autrement. En vérité, comme l'a souligné Ravallion (1996), cette approche suppose que seulement H_i et X_i sont observés, alors que la variable continue D_i , considérée comme latente, l'est également. Ici, il a semblé opportun de tester la stabilité du modèle économétrique selon des segments de la distribution du niveau de vie des ménages.

Supposons que le bien-être des ménages i soit appréhendé par la dépense réelle par tête D_i , $i = 1, \dots, n$ et que les caractéristiques de ces derniers puissent être repérées par le vecteur X_i . Soit Q , la variable de sélection identifiant les quintiles de la distribution de la dépense réelle par tête des ménages D_i , prenant les valeurs $1, \dots, j$, avec $j = 5$. Le modèle de détermination de Q est :

$$\Pr(Q_i = j) = \frac{\exp(\alpha'_j X_i)}{1 + \sum_{j=1}^J \exp(\alpha'_j X_i)} \quad (3.24)$$

où i et j désignent respectivement les ménages et les choix tandis que α représente le vecteur des paramètres à estimer liés aux caractéristiques X_i . En outre, on impose la normalisation $\alpha_0 = 0$, d'où $J - 1$ paramètres à estimer.

Les estimations du modèle¹⁵ sur les trois bases de données produisent des résultats relativement proches. A cet égard, les commentaires sont illustrés par les informations du TABLEAU 9 en Annexe 4 présentant les résultats d'estimation sur les données EP93. Ces résultats permettent d'effectuer les différentes observations suivantes.

Premièrement, s'agissant du statut d'occupation du chef de ménage, on constate que tous les coefficients sont positifs, ce qui est logique dans la mesure où la base est le salariat. Ainsi, toutes choses égales par ailleurs, la probabilité pour un ménage d'avoir un niveau de vie correspondant au premier quintile de la distribution, niveau de vie le plus faible, plutôt qu'au dernier quintile est d'autant plus élevée que le chef occupe un emploi en dehors du salariat. L'éventualité pour un ménage d'être

¹⁵Notons cependant que l'utilisation d'un tel modèle appelle deux observations. D'abord, ce modèle évite le problème de l'indépendance des options non pertinentes puisque le nombre de segments du niveau de vie est fixé. Deuxièmement, l'approche de ce modèle suppose que les groupes socio-économiques auxquels appartiennent les ménages sont exogènes.

pauvre (premier quintile) plutôt que riche est plus forte lorsque celui qui le dirige est agriculteur ou chômeur.

Deuxièmement, ce tableau met en évidence la dimension spatiale de la distribution du niveau de vie. Les ménages ont d'autant plus de chance d'être moins aisés qu'ils sont localisés dans les régions de savane et de Forêt Est et Ouest (Zone rurale). Par exemple, toutes choses égales par ailleurs, les ménages dans les régions Forêt Est et Ouest ont environ cinq fois plus de chance d'avoir un niveau de vie correspondant au premier quintile, comparativement au dernier quintile, que ceux de la capitale. Dans le même temps, il existe des différences assez remarquables entre les autres villes et la capitale.

Troisièmement, les résultats de ce tableau 9 montre que le niveau d'éducation est un facteur important du niveau de vie des ménages, notamment lorsque les individus ont accès au niveau d'éducation secondaire. En effet, si la probabilité relative d'être dans le premier quintile de la distribution du niveau de vie ne diminue que de 1% environ lorsque le chef de ménage possède le niveau d'instruction primaire, elle est réduite de 3% pour les premier et second cycle. Cette observation montre l'intérêt que l'on doit accorder au niveau d'instruction du chef de ménage.

Quatrièmement, s'agissant de la démographie, l'effet du sexe est intéressant. Les ménages gérés par une femme ont, comparativement à ceux ayant un homme à leur tête, davantage de chance d'avoir un niveau de vie correspondant aux extrémités de la distribution de niveau de vie (premier et dernier quintile). Cependant, les effets marginaux (TABLEAU 10) ne sont pas significatifs pour les deuxième et quatrième quintiles. Cette observation révèle des ambiguïtés relatives à l'effet du sexe du chef

de ménage sur le niveau de vie¹⁶.

Par ailleurs, la dimension des ménages affecte sensiblement leur niveau de vie, phénomène bien connu en Afrique. Ainsi, le fait pour un ménage de passer de la taille *normale* (2 ou 3 personnes) à la taille *très nombreuse* (plus de 10 personnes) induit, toutes choses étant égales par ailleurs, un doublement de la probabilité relative de localisation dans le segment du niveau de vie le plus bas. Ce résultat prend d'autant plus d'importance lorsqu'on constate en plus que les effets de l'offre de travail, en mesure de contrebalancer les effets négatifs liés à la dimension du groupe, ne sont pas très précis. En effet, les coefficients relatifs au pourcentage de personnes exerçant une activité économique par ménage et les coefficients d'effets marginaux ne sont pas significatifs pour la plupart des quintiles.

En résumé, l'estimation d'un modèle économétrique sur les données ménages de la Côte d'Ivoire met en évidence des caractéristiques communes aux divers groupes socio-économiques. D'une part, la propension à un faible niveau de vie des ménages est d'autant plus élevée que, toutes choses étant égales par ailleurs, le chef de ménage dispose d'un faible capital humain. D'autre part, plusieurs caractéristiques des ménages accroissent sensiblement leur probabilité de précarité : dimension excessive, poids des inactifs - notamment les jeunes, localisation en milieu rural. La probabilité de précarité est plus forte pour les ménages dont le chef est agriculteur ou chômeur. Ces éléments doivent être combinés selon le sexe du chef de ménage.

Dans ces conditions, des investigations quantitatives additionnelles fondées sur des conceptions plus larges semblent nécessaires. L'influence du groupe social des

¹⁶En fait, selon l'étude de Lachaud (1997a) relative aux ménages au Burkina Faso, c'est surtout dans les ménages monoparentaux que l'effet du sexe est le plus important en termes de précarité du niveau de vie. Il se peut que ce résultat soit aussi valable dans le cas de la Côte d'Ivoire.

individus sur la situation économique peut être capital. En effet, si certaines caractéristiques socioéconomiques jouent, individuellement, un rôle majeur, celui du groupe de référence pourrait être encore plus fort.

5 Préparation des variables du modèle

5.1 Construction d'un pseudo-panel de ménages

L'estimation du modèle économétrique nécessite la disposition de données de panel. Les trois enquêtes considérées ne fournissent pas des données de panel car les mêmes ménages n'ont pas été systématiquement interrogés. En fixant des caractéristiques fixes de ménages, nous pouvons constituer des pseudo-panels de ménages synthétiques représentés par des groupements de données en cellules comparables d'une enquête à une autre, selon la méthodologie proposée par A. Deaton (1985) et utilisée par Browning-Deaton-Irish (1985) et par Gardes-Langlois-Richaudeau (1995).

Les trois caractéristiques fixes retenues pour former des groupes homogènes de ménages sont : la région avec 5 modalités, le niveau d'éducation avec 5 modalités et l'âge du chef de ménage. Pour la variable âge, nous ne retenons que les ménages dont l'âge du chef est compris entre 18 et 62, entre 23 et 67, entre 27 et 71 respectivement en 1993, 1998 et 2002. Après ce regroupement en cellules, nous supposons un lien temporel entre ces pseudo-ménages ainsi formés. Par exemple, le pseudo-ménage ayant la modalité 1 de région, la modalité 2 d'éducation et de 18 ans en 1993 est lié au pseudo-ménage ayant la modalité 1 de région, la modalité 2 d'éducation et de 23 ans en 1998 et lié au ménage de mêmes caractéristiques de région et d'éducation mais de 27 ans d'âge en 2002.

Ces relations entre cellules des bases de données forment un pseudo-panel de 608¹⁷ ménages observés en trois points temporels.

5.2 Postes de dépenses

Pour chacune des base de données (1993, 1998 et 2002), nous considérons le regroupement des dépenses déclarées en huit postes¹⁸ de dépenses : Alimentation, Logement, Education, Santé, Habillement, Transport, Transfert et Autres.

Alimentation

Les dépenses d'alimentation portent d'une part sur les déclarations effectives monétaires des ménages sur les achats de biens alimentaires et d'autre part sur l'estimation de l'autoconsommation alimentaire.

Logement

Cette catégorie de dépenses regroupe les dépenses de loyer, les dépenses d'entretien de l'habitat et les dépenses de consommation énergétique (électricité, eau, combustibles, etc.). Dans la mesure où le montant du loyer n'est renseigné que pour les ménages de locataires, les loyers "fictifs" des autres types d'hébergement (propriétaires, subventionnés, etc.) sont obtenus par imputation des valeurs prédites par un modèle estimé.

¹⁷Les cellules n'ayant pas de correspondance sur les trois bases à la fois ont été éliminées. De plus, on ne retient que les cellules contenant au moins 4 ménages. Les cellules portent en moyenne sur 12,95 en 1993, 6,12 en 1998 et 13,03 en 2002. Des calculs complémentaires sur les cellulages sont en cours pour vérifier la robustesse des résultats.

¹⁸Plusieurs estimations ont été effectuées afin d'obtenir une évaluation assez réaliste du niveau de vie des ménages. Par exemple, la consommation des produits provenant des propres activités de production (culture, élevage, etc.) ou le loyer qu'aurait payé le ménage s'il n'était pas logé par des parents (ou subventionné ou encore propriétaire), la consommation de biens durables dont l'achat apparaît plus comme un investissement, sont autant de dépenses non clairement identifiées et dont la non évaluation conduit à une sous estimation systématique du niveau de vie des ménages.

Education

Les dépenses d'éducation concernent les montants déclarés par les ménages pour les achats de fournitures scolaires, de frais de scolarité et des dépenses liées à la formation (répétiteurs, pensionnats, etc.). Concernant leurs variations, il faut noter que, dans le cas de la Côte d'Ivoire, ces dépenses ne peuvent refléter réellement le niveau de vie des ménages puisqu'une grande partie de l'éducation est assurée par le secteur publique.

Santé

Comme les dépenses d'éducation, leur estimation est assez aisée à obtenir car les questionnaires sont relativement précis sur ce point. Les dépenses de santé intègrent les dépenses d'hygiène. Pour ce poste, le problème est plutôt d'ordre conceptuel¹⁹.

Habillement

Ce poste couvre l'ensemble des dépenses effectuées pour l'habillement des membres du ménage (hommes, femmes et enfants) ; il couvre aussi bien les achats de vêtements que les achats de chaussures, de bijoux et de dépenses de coiffure. Dans le questionnaire, les questions relatives à ce poste ont été posées de façon détaillée, dépense par dépense et pour une période de 12 mois.

¹⁹En effet, comme le discutent Deaton et Zaidi (1999), des dépenses de santé, notamment les « grandes » dépenses en santé, devraient être exclues des mesures de bien-être car il est difficile d'argumenter que, par exemple, une dépense d'hospitalisation augmente le niveau de bien-être d'un individu ou d'un ménage. Par ailleurs, notons qu'en Côte d'Ivoire, il n'y a pas de remboursement des dépenses de santé. Les apports des mutuelles et assurances de santé (essentiellement en zone urbaine) passent directement par des réductions totales (100%) ou partielles des dépenses.

Transport

Cette catégorie concerne d'une part les dépenses effectives de transport pour les déplacements quotidiens liés aux activités professionnelles ou éducatives et d'autre part les dépenses de communication (téléphonie, internet, etc.).

Transferts

Les transferts des ménages se présentent sous deux formes : en nature et en monnaie. Le poste "Transferts" désigne l'évaluation du montant des sorties en nature et en espèce effectuées par le ménage pour le compte d'autres ménages. Il porte aussi bien sur des envois de médicaments, d'espèces pour la scolarisation d'enfants d'autres ménages que sur la participation à la célébration de cérémonies ou encore des cotisations associatives.

Autres

La catégorie "Autres" est un agrégat des postes de dépenses de loisir, des dépenses pour les salaires éventuels des domestiques et la consommation des biens durables²⁰.

5.3 Evolution de la structure de consommation

Les tableaux 3 et 4 contiennent les moyennes des dépenses par tête des ménages, pour chaque poste de dépenses et pour chaque année d'étude respectivement pour les ménages du panel et pour l'ensemble des ménages enquêtés chaque année.

²⁰La faiblesse des dépenses de loisir et des salaires des domestiques peut paraître surprenante ; mais il faut noter qu'en Côte d'Ivoire les dépenses de loisir sont difficile à mesurer. De même les domestiques sont souvent des parents qui seront déclarés rarement comme effectuant un travail rémunéré.

Pour les biens durables, nous appliquons un taux de dépréciation de 10% conformément à la proposition de Deaton et Zaidi. Le choix de ce taux peut paraître très arbitraire. Par exemple, Coulombe et McKay (2000) ont appliqué un taux de 20% dans leur étude relative au Ghana.

Les différences dans les résultats de ces tableaux 3 et 4 sont dus au fait que la formation du pseudo-panel entraîne la perte de certains ménages - les ménages d'âges extrêmes²¹. Cependant, ces différences ne sont pas très marquées, les résultats sont globalement assez proches ; ce qui signifie que la structure de consommation des ménages n'est pas fortement altérée lorsqu'on se restreint aux ménages du pseudo-panel.

On peut noter que la dynamique globale est la même d'une période à une autre : augmentation des dépenses moyennes annuelles d'alimentation, de transport et d'habillement au détriment des dépenses de logement ; l'évolution des dépenses entre 1998 et 2002 semble moins dispersées, mais les dépenses de logement augmentent et les dépenses d'habillement se réduisent, tandis que la tendance à la baisse des dépenses de transferts se confirme.

²¹ Les plus âgés pour la base de 2002 et les plus jeunes pour la base de 1993.

TABLEAU 3 : Dépenses moyennes par postes de dépenses (ménages du panel)

	DEPENSES MOYENNES			COEFFICIENTS BUDGETAIRES		
	1993	1998	2002	1993	1998	2002
Alimentation	103124,8	114517,0	142127,0	0,366	0,360	0,477
Logement	71111,8	56534,0	61201,9	0,309	0,237	0,194
Scolaire	7791,2	10081,0	13295,7	0,024	0,034	0,038
Sante	20067,7	28511,4	27348,7	0,067	0,097	0,086
Habillement	21768,9	27745,5	22725,0	0,081	0,100	0,072
Transport	22472,2	30234,8	29989,4	0,060	0,080	0,072
Transfert	25176,5	24780,8	16661,9	0,075	0,075	0,049
Autres	6488,5	6205,7	5467,6	0,019	0,017	0,013
Total	278001,6	298610,3	318817,0	1	1	1

Source : Calculs sur pseudo-panel issu de EP93, ENV98 et ENV02

TABLEAU 4 : Dépenses moyennes par postes de dépenses (ensemble des ménages)

	DEPENSES MOYENNES			COEFFICIENTS BUDGETAIRES		
	1993	1998	2002	1993	1998	2002
Alimentation	86795,4	120223,4	145997,2	0,372	0,365	0,505
Logement	57531,0	47878,3	53878,3	0,331	0,264	0,198
Scolaire	5387,0	6319,2	8221,4	0,021	0,027	0,026
Sante	17617,4	23276,7	25832,3	0,067	0,094	0,081
Habillement	16959,8	22758,7	21827,7	0,076	0,101	0,072
Transport	17235,9	24443,5	27981,1	0,050	0,069	0,061
Transfert	21782,2	21142,8	19018,8	0,067	0,065	0,046
Autres	5597,7	5073,6	5393,8	0,017	0,016	0,012
Total	228906,4	271116,3	308150,5	1	1	1

Source : Ensemble des ménages de EP93, ENV98 et ENV02

La proximité entre les deux jeux de données est plus nette lorsqu'on considère les coefficients budgétaires; les postes qui subissent de grandes modifications sont les dépenses d'alimentation et les dépenses de logement. En définitive, nous pouvons dire que le panel de 608 pseudo-ménages considérés expriment de façon globalement satisfaisante la structure de consommation des ménages ivoiriens pour chacune des années 1993, 1998 et 2002.

Pour des besoins de comparaisons avec les observations précédentes, le TABLEAU 5 présente les coefficients budgétaires et les élasticités revenus de différents postes de consommation pour l'année 1994 en France. Ces chiffres proviennent d'une étude réalisée par Lollivier (1999).

TABLEAU 5 : Répartition de la consommation par grands postes en France en 1994

	COEFFICIENTS	
	BUDGETAIRES	ELASTICITES
Alimentation	0,22	0,44
Habillement	0,20	1,26
Logement	0,16	0,45
Équipement	0,09	1,21
Santé	0,12	1,04
Transports	0,09	1,51
Loisirs	0,07	1,29
Services	0,06	1,68

Source : Enquête Budget de Famille INSEE 1994

Selon Lollivier (1999), ces estimations en coupe sont assez proches des ajustements sur des séries temporelles et les biais liés à l'estimation en statique comparative paraissent faibles. Similairement aux travaux de Gardes et Cardoso (1996), ces élasticités revenus sont calculées à partir de la dépense totale ; cette méthode favorise une majoration des estimations. Lollivier précise cependant que la hiérarchie des dépenses reste relativement stable entre les différentes méthodes d'estimation (Lollivier, 1999).

Les fonctions de consommation pour lesquelles l'élasticité est la plus faible sont l'alimentation à domicile et le logement. L'équipement du logement, l'habillement et les dépenses de loisir présentent une élasticité-revenu inférieure à 1, mais supérieure à celle de la consommation totale. Ils croissent donc plus vite que l'ensemble. Les

transports et télécommunication et les services divers ont une élasticité-revenu voisine de 1, voire un peu supérieure pour ce dernier poste, seul à se comporter comme un bien supérieur.

Toutes ces fonctions représentent des agrégats assez hétéroclites du point de vue du consommateur et il n'est guère étonnant de rencontrer une faible dispersion des élasticités-revenu entre 0 et 1.

6 Résultats d'estimation du modèle

L'estimation du modèle (3.17) nécessite des observations en deux points temporels. Disposant d'un pseudo-panel de 608 ménages observés en 1993, 1998 et 2002, nous effectuerons deux estimations du modèle : l'une pour le couple d'années 1993-1998 et l'autre pour le couple d'années 1998-2002. Cette double estimation est intéressante pour une analyse de la robustesse des estimations sur les deux périodes.

Les ménages sont associés à des groupes de référence définis par deux caractéristiques fixes : la région de localisation du ménage et le niveau d'éducation du chef de ménage. Le croisement des modalités de ces deux caractéristiques constitue 25 groupes sociaux tous représentés dans le pseudo-panel. Idéalement, nous aurions voulu considérer plus de caractéristiques fixes telles que le type d'activité du chef de ménage mais les tailles des cellules seraient alors beaucoup plus faibles.

6.1 Identification des paramètres

Tous les paramètres de la forme réduite (3.17) peuvent être estimés de façon consistante. Cependant, ces paramètres ne permettent pas l'identification de l'ensemble des paramètres de la forme structurelle. Cela ne constitue pas une diffi-

culté réelle pour l'analyse des résultats car naturellement nous ne nous intéresserons qu'aux paramètres nécessaires à la détermination des effets des interdépendances et des incidences de la formation des habitudes. A cet égard, nous pouvons ne considérer que les paramètres de la forme réduite²².

L'analyse des effets de l'interdépendance des préférences et de la formation des habitudes nécessitent la détermination des coefficients spécifiques : $b_{ii}(= a_{ii}\theta_2^i)$ pour les effets d'habitude et $(1 - \kappa)a_{ii}\theta_3^i$ pour les effets de consommation ostentatoire.

L'interprétation se fera par des coefficients relatifs, c'est à dire des coefficients calculés en prenant comme référence l'une des postes de dépenses. Plus précisément, l'effet de la formation d'habitude sera évalué non pas par $b_{ii}(= a_{ii}\theta_2^i)$ mais par $b_{ii} - b_{iI}$, c'est à dire d_{ii} et l'effet de l'interdépendance des préférence sera évalué par $(1 - \kappa)a_{ii}\theta_3^i - (1 - \kappa)a_{iI}\theta_3^I$, c'est à dire e_{ii} .

Cette démarche présente non seulement l'avantage d'éviter la formulation d'hypothèses supplémentaires pour l'identification mais en plus les coefficients d_{ii} et e_{ii} sont des paramètres de la forme réduite et donc directement identifiables. Par ailleurs, le choix d'un groupe de biens comme référence, en l'occurrence le poste de dépense I , a l'inconvénient d'éliminer ce groupe de l'analyse, mais permet tout de même l'obtention de rangs relatifs des autres postes.

Les dépenses des ménages ont été regroupées en huit postes. La catégorie de dépenses "Autres" sera pris comme référence car étant un poste composite, il est moins révélateur des comportements de consommation.

²²Cette démarche est une différente de celle de Alessie et Kapteyn (1991) qui font usage uniquement des paramètres structurels. L'identification de ces paramètres a nécessitent des hypothèses relativement fortes. Avec les valeurs des paramètres b_{ij} tirées des équations (3.20) et (3.21), l'utilisation des relations (3.21) et (3.19) permettent de déterminer les paramètres θ_2^j (et donc $\theta_3^j = 1 - \theta_2^j$) et a_{ij} à une constante de proportionnalité près.

6.2 Analyse des résultats d'estimation

Les biens sont traditionnellement classés selon une typologie établie à partir de leur réactivité aux variations de revenu. Ceux dont la demande décroît avec le revenu (ou la consommation) sont qualifiés de biens inférieurs (élasticité revenu négative), ceux dont la demande augmente mais moins vite que le revenu sont des biens dits « normaux » (élasticité comprise entre 0 et 1). Les biens dont la demande croît plus vite que le revenu sont qualifiés de biens de luxe, ou supérieurs (élasticité supérieure à 1).

Tout d'abord, analysons les élasticités des différents postes de dépenses sur le modèle précédent avec la contrainte $\theta_3^1 = \theta_3^2 = \dots = \theta_3^7 = 0$. L'imposition de cette contrainte conduit à un modèle sans interdépendance des préférences.

Un coefficient²³ β_i positif est équivalent à une élasticité (de court terme) de la dépense supérieure à un. Ainsi, des résultats du tableau 6, on déduit que l'Alimentation et le Logement apparaissent clairement comme des biens normaux au cours des deux périodes de l'étude. Les cas de l'habillement et de la santé sont plus mitigés : l'habillement est un bien normal uniquement entre 1993 et 1998, les coefficients des dépenses de santé ne sont pas significatifs. Ces résultats sont assez proches des conclusions de certaines études : élasticités de Lollivier (1999) sur données françaises de 1994 (TABLEAU 5) et des estimations de Kapteyn et Alessie (1991) sur données hollandaises.

²³L'élasticité d'un bien i par rapport au la dépense totale s'écrit avec les notations précédentes : $\varepsilon_i = \beta_i / w_i + 1$.

TABLEAU 6 : Résultats d'estimation du modèles sans interdépendances des préférences

1993-1998	EFFET REVENU	INTERDEPENDANCES	HABITUDES
Alimentation	-0,075 (-8,827)	-	0,793 (3,844)
Logement	-0,134 (-23,485)	-	0,015 (0,111)
Scolaire	0,005 (2,220)	-	0,081 (1,252)
Sante	-0,005 (-1,059)	-	0,069 (0,572)
Habillement	-0,019 (-5,802)	-	0,176 (1,933)
Transport	0,049 (9,936)	-	-0,240 (-1,826)
Transfert	0,022 (4,359)	-	-0,051 (-0,367)
			$\chi^2(10) = 37,460$
			$\ln L = 15297,863$

Source : Calculs sur pseudo-panel issu de EP93 et ENV98

1998-2002	EFFET REVENU	INTERDEPENDANCES	HABITUDES
Alimentation	-0,111 (-10,768)	-	0,444 (2,428)
Logement	-0,222 (-2,181)	-	0,071 (1,839)
Scolaire	0,015 (4,933)	-	0,027 (0,402)
Sante	0,009 (1,732)	-	0,077 (0,821)
Habillement	0,001 (0,459)	-	0,071 (1,185)
Transport	0,076 (14,783)	-	-0,120 (-1,263)
Transfert	0,030 (8,699)	-	0,031 (0,487)
			$\chi^2(10) = 40,390$
			$\ln L = 17972,871$

Source : Calculs sur pseudo-panel issu de ENV98 et ENV02

Les paramètres utiles pour l'analyse des effets de l'interdépendance des préférences et de la formation d'habitude sont : β_i , e_{ij} , d_{ij} . Les observations précédentes relatives aux élasticités restent inchangées lorsqu'on effectue l'estimation du modèle complet. Sur ce modèle complet, on relève les effets des habitudes de consommation et de l'interdépendance des préférences.

Les niveaux estimés des paramètres d_{ii} tendent à montrer que l'effet des habitudes de consommation est plus importante pour les dépenses d'Alimentation et de Transport tandis que les coefficients budgétaires passés de l'Education, de la

Santé, de l'Habillement et les Transferts n'ont pas d'influence significative sur les coefficients budgétaires présents respectifs. On peut noter le caractère variable des dépenses de logement par rapport aux impacts des habitudes entre les deux périodes d'étude.

TABLEAU 7 : Résultats d'estimation des principaux paramètres du modèle

1993-1998	EFFET REVENU	INTERDEPENDANCES	HABITUDES
Alimentation	-0,083 (-9,594)	-0,736 (-1,596)	0,202 (0,849)
Logement	-0,134 (-21,754)	0,644 (1,999)	0,276 (1,689)
Scolaire	0,004 (1,704)	-0,175 (-1,135)	0,034 (0,419)
Sante	-0,002 (-0,448)	-0,717 (-2,534)	-0,137 (-0,880)
Habillement	-0,019 (-5,496)	-0,543 (-2,559)	0,007 (0,064)
Transport	0,044 (8,170)	-0,130 (-0,428)	-0,294 (-1,822)
Transfert	0,022 (4,009)	0,072 (0,220)	0,013 (0,077)
			$\chi^2(18) = 32,456$
			$\ln L = 14597,789$

Source : Calculs sur pseudo-panel issu de EP93 et ENV98

1998-2002	EFFET REVENU	INTERDEPENDANCES	HABITUDES
Alimentation	-0,077 (-7,408)	-0,664 (-1,646)	0,236 (1,169)
Logement	-0,041 (-6,687)	0,228 (0,933)	-0,066 (-0,549)
Scolaire	0,006 (1,768)	-0,051 (-0,349)	-0,016 (-0,208)
Sante	0,003 (0,546)	-0,111 (-0,522)	0,055 (0,495)
Habillement	0,000 (0,159)	-0,130 (-0,937)	0,051 (0,698)
Transport	0,067 (12,501)	0,086 (0,385)	-0,122 (-1,141)
Transfert	0,032 (8,707)	0,120 (0,740)	-0,026 (-0,348)
			$\chi^2(18) = 40,580$
			$\ln L = 18110,920$

Source : Calculs sur pseudo-panel issu de ENV98 et ENV02

Concernant l'interdépendance des préférences, les informations du TABLEAU 7 relatives aux paramètres estimés (seconde colonne du tableau) amènent les deux observations suivantes. Premièrement, seuls deux types de dépenses (le Logement et les Transferts) ont des coefficients budgétaires corrélés positivement au comportement

du groupe de référence pour les deux pseudo-panels. Deuxièmement, les niveaux des paramètres e_{ii} permettent de déduire que l'ordre d'ostentation des groupes de biens considérés est :

Logement, Transfert, Transport, Education, Santé, Habillement, Alimentation.

Ce classement est sensiblement le même pour les deux plages d'études, à l'exception de l'ordre de classement des dépenses de Santé et d'Habillement. Cet ordre d'ostentation des biens est assez différent de celui obtenu par Kapteyn et Alessie pour le Pays-Bas en 1991²⁴.

Nous avons testé les restrictions sur les paramètres de la forme réduite (3.17) et les restrictions jointes (3.20) et (3.21). La statistique de test du rapport de vraisemblance $\chi^2(16) = 18,98$ ne favorise pas le rejet de l'hypothèse nulle. De même que nous avons testé (test du rapport de vraisemblance) le modèle complet (3.17) contre le modèle contraint avec $\theta_3^1 = \theta_3^2 = \dots = \theta_3^7 = 0$. La statistique de test qui, sous l'hypothèse nulle, suit une distribution de $\chi^2(7)$ prend la valeur 62,87, laquelle est fortement significative.

En somme, les restrictions formulées sur le modèle ne sont pas rejetées, les restrictions liées à une omission de l'interdépendance des préférences sont rejetées, celles liées à une omission de la formation des habitudes sont rejetées si on accepte un risque de première espèce beaucoup plus grand. Les paramètres estimés ont eu généralement le signe escomptés et des niveaux assez plausibles.

²⁴Kapteyn et Alessie (1991) utilisent un panel de données de 1579 ménages hollandais enquêtés en 1980 et en 1981. Ces ménages appartiennent à des groupes de références construits avec trois caractéristiques (l'âge, le niveau d'éducation, le type d'occupation du chef de ménage). Ils obtiennent le classement suivant des biens par ordre décroissant d'ostentation : Santé, Education, Habillement, Transport, Logement, Alimentation.

6.3 Groupe de référence et dépenses de consommation alimentaire : une illustration de la loi d'Engel relative

En plus du classement précédent des postes de dépenses en degré d'influence sociale, les paramètres estimés et présentés dans le TABLEAU 7 précédent permettent une analyse des dépenses alimentaires des ménages en rapport avec la loi d'Engel. Le signe négatif du paramètre d'interdépendance des dépenses d'alimentation indique que, toute chose étant égale par ailleurs, le coefficient budgétaire alimentaire moyen dans le groupe de référence influence négativement le coefficient budgétaire alimentaire de chaque ménage. Une interprétation de ce résultat met en exergue la loi d'Engel Relatif développée par Gardes (2005).

Gardes propose une méthode pour estimer l'effet d'un changement de statut relatif au sein de sa classe de référence, sans que ces classes sociales soient définies de manière spécifique a priori. Il s'agit d'un test semi-paramétrique des effets d'interactions sociales au sein des populations de référence. L'étude avait pour but de trouver une loi d'Engel relative telle que la dépense alimentaire (en terme de coefficient budgétaire $z = C/y$) dépende du positionnement relatif du ménage dans sa classe de référence.

En partant d'un modèle de consommation d'un individu h à la date, t :

$$z_{ht} = X_{ht}\beta + u_{ht} \quad \text{avec} \quad u_{ht} = \alpha_h + \varepsilon_{ht} \quad (3.25)$$

L'estimation des coefficients β pourrait être biaisé si les effets spécifiques α_h sont corrélés avec des variables explicatives dans la matrice X_{ht} . Le sens du biais dépend du signe de la covariance entre les effets spécifiques et la variable explicative, notamment y (le log du revenu ou les dépenses totales). Gardes (2005) montre

que la covariance $A = E(y_h - Ey_h)(\alpha_h - E\alpha_h)$ peut être décomposée en composantes du groupe de référence et composantes individuelles "pures", puis se réduire asymptotiquement à la somme des deux termes suivants :

$$\frac{A}{V(y)} = (\beta_b - \beta_w) \quad (3.26)$$

où β_b et β_w sont respectivement les coefficients estimés between et within sur données de panel²⁵.

Considérons par exemple deux ménages disposant d'un même revenu par unité de consommation, mais situés, le premier dans une classe défavorisée (où il est relativement riche), le second dans une classe élevée (où il se trouve relativement pauvre). D'après les coefficients du TABLEAU 7, pour ces deux ménages, l'influence du coefficient budgétaire alimentaire moyen de leur groupe de référence est décroissante. La classe de référence du premier ménage étant défavorisée et celle du second ménage élevée, on peut s'attendre à ce que le coefficient alimentaire moyen dans la première classe soit relativement plus grand que le coefficient alimentaire moyen dans la seconde (loi d'Engel absolu), mais alors d'après ce qui précède, le coefficient budgétaire alimentaire du premier ménage sera relativement plus faible, toute chose égale par ailleurs, que le coefficient budgétaire alimentaire du second ménage.

Autrement dit, entre deux ménages disposant d'un même revenu par unité de consommation, mais situés, le premier dans une classe défavorisée (où il est relativement riche), le second dans une classe élevée (où il se trouve relativement pauvre), le second a, bien qu'identique en absolu sur l'ensemble des variables explicatives dont le revenu, un coefficient budgétaire de l'alimentation significativement supérieur.

²⁵Dans le même article de Gardes (2005), on trouvera l'équivalence (un peu plus compliquée) du rapport $\frac{A}{V(y)}$ sur données groupées.

7 Conclusion

La consommation des ménages représente la majeure partie de la demande adressée à l'économie et contribue souvent fortement à sa croissance. La façon dont elle réagit aux variations du pouvoir d'achat constitue une information précieuse pour comprendre et mieux appréhender son évolution. Les variations de la consommation de différents biens en fonction des variations du pouvoir d'achat ont fait l'objet de développements approfondis depuis l'énoncé des lois d'Engel (Engel, 1857). Dans ce cadre, ce chapitre de la thèse apporte une connaissance relativement précise sur le comportement de consommation des ménages ivoiriens. En effet, l'estimation du modèle économétrique proposé sur trois bases de données ivoiriennes (EP93, ENV98 et ENV02) a permis d'évaluer le rapport entre la variation de la demande des principaux biens et la variation du pouvoir d'achat, ainsi que la sensibilité de ce rapport aux comportements des groupes de référence et aux habitudes de consommation. Il ressort que l'Alimentation et le Logement sont des biens normaux, mais l'Alimentation est le bien le plus soumis aux habitudes de consommation tandis que le Logement est le bien le plus ostentatoire.

La présence de la formation d'habitude pourrait fournir une bonne explication (partielle) à plusieurs résultats empiriques contrastant avec les prédictions du modèle de revenu permanent, tels que la "excess sensitivity" des variations de la consommation agrégée relativement aux variations du revenu courant du travail²⁶, la "excess smoothness" relativement aux variations du revenu passé du travail²⁷. De plus, Ca-

²⁶L'hypothèse de revenu permanent prédit que les variations de la consommation seraient orthogonales aux variations attendues, ou passées, du revenu. Or, des estimations sur des données agrégées montrent une corrélation entre l'évolution de la consommation et celle du revenu (Blinder et Deaton, 1982 ; Campbell et Deaton, 1989).

²⁷L'hypothèse de revenu permanent prédit que l'évolution de la consommation serait plus vola-

roll et al. (2000) ont montré que si l'on suppose la présence d'habitudes, alors les modèles standards de croissance pourraient être reconciliés avec le résultat empirique selon lequel un fort taux de croissance conduit à une forte épargne. Fuhrer (2000) a analysé les effets des habitudes dans les politiques monétaires, et a montré que la formation d'habitude améliore significativement les reponses en pouvoir d'achat et en inflation des politiques monétaires.

Cette modélisation de l'interdépendance des préférences dépend fortement des hypothèses ; de plus les données des enquêtes ivoiriennes ne contiennent pas d'information directe sur les groupes de référence. En conséquence, des données de panel de plusieurs années sont indispensables pour plusieurs raisons. D'abord, la dynamique pourrait alors être modélisée de manière beaucoup plus appropriée qu'elle ne l'a été dans ce travail. En particulier, des analyses des effets individuels inobservés seraient alors possibles. Deuxièmement, l'on pourrait alors identifier les paramètres γ_{ij} du système AIDS. Ces paramètres permettent, en effet, de calculer les élasticités prix et, par conséquent, l'impact des politiques économiques, telles que les effets de taxes indirectes sur la demande du consommateur.

tile que celle du revenu si le revenu agrégé est positivement autocorrélée. Des études montrent que les variations de la consommation agrégée semblent plus lisses que celles du revenu agrégé (Deaton, 1987 ; Campbell et Deaton, 1989).

ANNEXES DU CHAPITRE 3

ANNEXE 1 : Caractéristiques principales des ménages

TABLEAU 8 : Caractéristiques des ménages enquêtés en Côte d'Ivoire en 1993, 1998 et 2002

	1993	1998	2002
Nombre de ménages	9600	4200	10800
Nombres d'individus	57663	24378	57577
CARACTERISTIQUES DES MENAGES			
Taille moyenne	6,04	5,86	5,33
Taille moyenne (eq. ad.) ^a	4,57	4,52	4,15
Age moyen	21,28	22,13	22,76
Pourcentage d'enfants ^b	36,51	34,50	32,95
Pourcentage de femmes	50,48	49,93	50,12
Localisation (en % du total)			
Abidjan	17,50	20,48	18,33
Autres Villes	38,33	25,24	27,78
Forêt Est	14,79	17,14	17,78
Forêt Ouest	13,13	19,05	19,63
Savane	16,25	18,10	16,48
CHEF DE MENAGE			
Age moyen	45,30	43,12	42,79
Pourcentage de femmes	14,79	15,38	17,15
Education (en % du total)			
Analphabète	66,31	59,95	55,89
Primaire	14,02	17,60	16,69
Secondaire 1er cycle	11,70	12,40	13,74
Secondaire 2nd cycle	4,44	7,31	8,44
Supérieur	3,53	2,74	5,25

Note : ^a Pour équivalent adulte avec l'échelle d'oxford (0,7 pour le second adulte

et 0,5 pour les enfants); ^b personnes de moins de 12 ans d'âge

Source : Bases de données d'enquêtes ménages en Côte d'Ivoire EP1993, ENV1998 et ENV2002

ANNEXE 2 : Hypothèses des systèmes de demande²⁸

L'un des principes de base de l'économie est que les agents prennent leurs décisions de façon rationnelle. Selon la théorie des choix du consommateur, cette rationalité implique que les fonctions de demande doivent vérifier les conditions suivantes :

1. *La condition d'additivité* qui signifie que la contrainte budgétaire doit être satisfaite pour l'ensemble des variations de prix et de revenu ; autrement dit la somme des coefficients budgétaires doit être égale à un.
2. *La condition de négativité* des élasticités prix compensés. Formellement, cette condition revient à supposer que la matrice de substitution est semi définie négative. De façon plus illustrative, on peut l'exprimer en disant que la courbe de demande compensée à une allure décroissante, c'est à dire que la "loi de la demande" est valable.
3. *La condition de symétrie* de la matrice de Slutsky qui exprime l'égalité des dérivées de prix croisés et des élasticités.
4. *La condition d'homogénéité* de degré zéro par rapport aux prix et au revenu. Cette condition implique que la quantité demandée reste inchangée si tous les prix et le revenu croissent dans la même proportion ; autrement dit, il n'y a pas d'illusion monétaire.

La vérification empirique de ces conditions par des tests statistiques fait partie des exercices qui visent à montrer l'adéquation des données d'études à la structure théorique du modèle.

²⁸Cf. Livre de Daniel Gauyacq (1985) sur les systèmes de demande.

ANNEXE 3 : Problèmes des agrégations

1) *Le problème de l'agrégation des biens* : utilisation de concepts de séparabilité

Une fonction d'utilité est dite faiblement séparable si et seulement si le taux marginal de substitution de deux biens appartenant au même groupe est indépendant du niveau de consommation d'un troisième bien appartenant à un autre groupe :

$$\frac{\partial \left(\frac{U_i}{U_j} \right)}{\partial q_k} = 0 \quad \text{pour } i, j \in I \text{ et } k \notin I$$

où U_i et U_j sont les utilités marginales associées aux biens i et j appartenant au groupe I , et q_k la quantité du bien k qui n'appartient pas au groupe I . La séparabilité forte implique que le taux marginale de substitution entre deux biens n'est pas affecté par la consommation d'un troisième bien qui appartient ou non au même groupe que les deux autres biens.

Selon Philips (1974), les préférences additives sont étroitement liées à ce concept de séparabilité forte. En effet, les préférences sont dites additives lorsque la fonction d'utilité directe, U peut s'écrire comme la somme de différentes fonctions qui ont chacune comme argument un seul des biens du groupe :

$$U(q_1, q_2, \dots, q_n) = \sum_{i=1}^n f_i(q_i)$$

où $f_i(.)$ est une fonction de la seule quantité du bien i du groupe.

L'hypothèse de séparabilité a plusieurs implications : (i) en autorisant une analyse focalisée sur des groupes de biens, elle permet une réduction notable du nombre de paramètres à estimer ; (ii) la séparabilité faible est une condition nécessaire et suf-

fisante pour une résolution en deux étapes du programme du consommateur (Deaton et Muellbauer, 1980b, p. 124).

2) *Le problème de l'agrégation des consommateurs* : la classe des préférences PIGL

L'approche par le "consommateur représentatif" a très peu de fondement théorique. Muellbauer (1975, 1976) propose la condition nécessaire et suffisante suivante pour l'agrégation des consommateurs. Si les préférences appartiennent à la classe PIGL "Price Independent Generalized Linear" alors les demandes peuvent être représentées comme si elles étaient les résultats des décisions d'un consommateur représentatif rationnel (Deaton et Muellbauer 1980). Cette condition s'exprime :

soit par les coefficients budgétaires, forme GL "Generalized Linear" :

$$w_{ih} = v_h(x_h, \mathbf{p})a_i(\mathbf{p}) + b_i(\mathbf{p}) + c_{ih}(\mathbf{p})$$

où h représente le ménage, p un vecteur de prix, x la dépense totale et v_h , a_i , b_i , et c_i sont des fonctions qui vérifient les relations : $\sum_i a_i = \sum_i c_{ih} = \sum_h c_{ih} = 0$, et $\sum_i b_i = 1$ (Deaton et Muellbauer 1980).

soit, de façon équivalente, par la fonction de dépense qui doit avoir la forme suivante :

$$\{c(u_h, \mathbf{p})/k_h\}^\alpha = (1 - u_h) \{a(\mathbf{p})\}^\alpha + u_h \{b(\mathbf{p})\}^\alpha$$

où c représente la fonction de coût, u la fonction d'utilité et h le ménage, k_h peut représenter les effets de composition du ménage, et $a(p)$ et $b(p)$ sont des fonctions du vecteur de prix p .

On obtient la forme PIGLOG "Price Independent Generalized Logarithm" lorsque α tend vers zéro :

$$\ln \{c(u_h, \mathbf{p})/k_h\} = (1 - u_h) \ln \{a(\mathbf{p})\} + u_h \ln \{b(\mathbf{p})\}$$

où $a(p)$ et $b(p)$ sont des fonctions linéaires homogènes concaves.

Le modèle AIDS vient d'une forme particulière des paramètres précédents.

ANNEXE 4 : Résultats du modèle économétrique de niveau de vie

TABLEAU 9 : Coefficients de régression de l'estimation logistique multinomiale de la distribution du niveau de vie selon les quintiles en 1993

PARAMETRES	Log des chances, relativement au quintile le plus élevé de la distribution du niveau de vie, d'être localisé dans les quintiles suivants							
VARIABLES	1		2		3		4	
	β	t	β	t	β	t	β	t
Constante	-10,50	-19,67	-5,73	-16,75	-2,59	-9,60	-0,93	-4,09
Education^a								
Primaire	-0,62	-3,74	-0,63	-4,34	-0,47	-3,62	-0,27	-2,40
Secondaire 1er cycle	-1,94	-8,98	-1,57	-9,16	-1,22	-8,47	-0,52	-4,36
Secondaire 2ème cycle	-3,24	-7,40	-3,52	-9,55	-2,38	-10,44	-1,24	-7,60
Supérieur	-4,12	-5,93	-5,95	-5,76	-3,87	-10,76	-2,15	-10,43
Statut du travail^b								
Indépendant non agricole	0,16	0,78	0,19	1,31	0,12	1,03	-0,02	-0,20
Agriculteur	2,05	9,80	1,50	8,45	0,91	5,61	0,36	2,36
Autre actif	1,68	4,85	1,17	4,32	0,68	3,01	0,45	2,35
Chômeur	2,15	4,69	1,54	4,30	1,06	3,63	0,65	2,64
Inactif	2,06	6,61	1,42	5,30	0,80	3,28	0,38	1,67
Ethnie^c								
Krou	1,09	5,32	0,74	4,04	0,43	2,57	0,26	1,87
Mande du Sud	1,65	8,44	0,96	5,54	0,47	2,98	0,22	1,62
Mande du Nord	2,64	10,36	1,48	6,15	0,93	4,25	0,58	3,09
Voltaïque	2,13	10,86	1,25	6,89	0,47	2,75	0,23	1,50
Etranger	1,58	9,60	1,07	7,42	0,66	5,14	0,34	3,04
Age^d								
28-37	-1,01	-4,39	-0,83	-4,25	-0,57	-3,37	-0,09	-0,61
38-47	-1,03	-4,41	-0,87	-4,31	-0,67	-3,77	-0,18	-1,16
48-57	-1,45	-5,85	-1,06	-4,89	-0,89	-4,56	-0,40	-2,28
58-67	-1,81	-6,41	-1,27	-5,04	-0,91	-3,96	-0,47	-2,19
68-+	-2,52	-7,77	-1,84	-6,34	-1,25	-4,66	-0,65	-2,59
Sexe^e								
Hommes	-0,06	-0,36	0,21	1,37	0,19	1,45	0,25	2,14

...

... Suite du TABLEAU 9

PARAMETRES	Log des chances, relativement au quintile le plus élevé de la distribution du niveau de vie, d'être localisé dans les quintiles suivants							
VARIABLES	1		2		3		4	
	β	t	β	t	β	t	β	t
Taille menage^f								
Normal	2,48	9,71	1,72	9,05	1,40	8,76	0,73	5,52
Moyen	5,40	19,50	3,62	16,76	2,61	13,96	1,48	9,33
Nombreux	7,28	23,60	4,77	19,17	3,43	15,68	1,75	9,34
Très nombreux	9,06	26,90	6,28	22,64	4,51	18,32	2,57	12,13
Localisation^g								
Autres villes	4,22	10,85	3,19	17,09	1,94	16,76	1,00	11,07
Forêt-Est	5,81	13,80	4,30	18,07	2,35	12,87	1,20	7,41
Forêt-Ouest	5,87	13,00	4,27	14,78	2,63	10,80	1,56	6,89
Savane	7,86	17,28	5,81	19,71	3,81	15,22	2,06	8,90
Autres								
Personnes employées (%)	-0,45	-1,44	-0,58	-2,08	-0,56	-2,23	-0,37	-1,67
Revenus de transfert	-0,00	-13,59	-0,00	-12,27	-0,00	-10,00	-0,00	-7,28
Log de vraisemblance	-10 249,77							
$\chi^2(128)$	10 401,67 (0,000)							
N pondéré	9600							

Notes : Les modalités de référence sont : (a) analphabète, (b) salarié, (c) akan, (d) 18-27 ans,

(e) Femme, (f) Seul, (g) Abidjan

Source : Calculs de l'auteur sur données Côte d'Ivoire EP1993

TABLEAU 10 : Effets marginaux des paramètres du modèle logistique multinomial
appliqué aux données de 1993

PARAMETRES quintiles (q) $y = \text{Pr}(\text{cons} \in q)$ $y' = dy/dx$	Effets marginaux y' du modèle logit multinomial									
	1		2		3		4		5	
	0,043		0,213		0,389		0,303		0,053	
	y'	σ	y'	σ	y'	σ	y'	σ	y'	σ
Education^a										
Primaire	-0,008**	0,004	-0,043***	0,015	-0,019	0,020	0,045***	0,020	0,026***	0,008
Secondaire 1er cycle	-0,030***	0,004	-0,104***	0,015	-0,093***	0,023	0,152***	0,024	0,075***	0,012
Secondaire 2ème cycle	-0,035***	0,005	-0,188***	0,015	-0,185***	0,033	0,184***	0,036	0,224***	0,031
Supérieur	-0,036***	0,006	-0,224***	0,011	-0,301***	0,029	0,088**	0,046	0,473***	0,048
Statut du travail^b										
Indépendant non agricole	0,003	0,007	0,022	0,020	0,013	0,021	-0,033**	0,018	-0,005	0,005
Agriculteur	0,055***	0,009	0,133***	0,019	0,008	0,023	-0,152***	0,021	-0,044***	0,007
Autre actif	0,059***	0,025	0,097***	0,042	-0,039	0,039	-0,088***	0,030	-0,030***	0,005
Chômeur	0,074***	0,038	0,105**	0,055	-0,027	0,050	-0,116***	0,034	-0,037***	0,005
Inactif	0,084***	0,022	0,130***	0,035	-0,048*	0,033	-0,132***	0,026	-0,034***	0,006
Ethnie^c										
Krou	0,034***	0,009	0,064***	0,023	-0,018	0,025	-0,058***	0,023	-0,021***	0,005
Mande du Nord	0,071***	0,013	0,093***	0,022	-0,044**	0,023	-0,095***	0,020	-0,025***	0,005
Mande du Sud	0,138***	0,022	0,092***	0,029	-0,064***	0,030	-0,127***	0,024	-0,039***	0,005
Voltaïque	0,107***	0,015	0,136***	0,022	-0,089***	0,022	-0,124***	0,020	-0,030***	0,005
Etranger	0,048***	0,008	0,089***	0,018	-0,009	0,020	-0,096***	0,018	-0,031***	0,005
Age^d										
28-37	-0,021***	0,006	-0,075***	0,021	-0,047**	0,028	0,117***	0,029	0,026***	0,009
38-47	-0,019***	0,006	-0,068***	0,021	-0,055***	0,028	0,111***	0,030	0,031***	0,010
48-57	-0,025***	0,005	-0,066***	0,021	-0,063***	0,030	0,107***	0,032	0,048***	0,013
58-67	-0,031***	0,005	-0,086***	0,020	-0,047*	0,033	0,107***	0,036	0,057***	0,018
68-+	-0,036***	0,004	-0,123***	0,018	-0,072**	0,037	0,141***	0,042	0,090***	0,027
Sexe^e										
	-0,012***	0,006	0,003	0,016	0,001	0,020	0,019	0,020	-0,011*	0,007

...

Suite du TABLEAU 10

PARAMETRES	Effets marginaux y' du modèle logit multinomial									
Quintiles (q)	1		2		3		4		5	
$y = P(\text{Cons} \in q)$	0,043		0,213		0,389		0,303		0,053	
$y' = dy/dx$	y'	σ	y'	σ	y'	σ	y'	σ	y'	σ
Taille de ménage ^f										
Normal	0,074 ***	0,018	0,094 ***	0,027	0,029	0,029	-0,148 ***	0,021	-0,049 ***	0,005
Moyen	0,214 ***	0,029	0,201 ***	0,028	-0,036	0,029	-0,277 ***	0,020	-0,102 ***	0,008
Nombreux	0,433 ***	0,046	0,166 ***	0,034	-0,153 ***	0,029	-0,349 ***	0,015	-0,097 ***	0,007
Très nombreux	0,555 ***	0,049	0,144 ***	0,038	-0,230 ***	0,023	-0,365 ***	0,012	-0,105 ***	0,007
Localisation ^g										
Autres Villes	0,128 ***	0,026	0,259 ***	0,030	-0,038 *	0,025	-0,259 ***	0,017	-0,090 ***	0,007
Forêt-Est	0,309 ***	0,066	0,300 ***	0,056	-0,227 ***	0,026	-0,310 ***	0,013	-0,071 ***	0,005
Forêt-Ouest	0,309 ***	0,069	0,249 ***	0,055	-0,199 ***	0,030	-0,288 ***	0,015	-0,071 ***	0,005
Savane	0,422 ***	0,072	0,253 ***	0,059	-0,230 ***	0,026	-0,353 ***	0,012	-0,091 ***	0,006
Autres										
Personnes employées (%)	0,001	0,009	-0,022	0,030	-0,034	0,037	0,031	0,037	0,025 ***	0,011
Revenus de transfert	-0,000 ***	0,000	-0,000 ***	0,000	0,000	0,000	0,000 ***	0,000	0,000 ***	0,000
Coefficient alimentation	0,153 ***	0,019	0,324 ***	0,050	0,176 ***	0,062	-0,400 ***	0,059	-0,251 ***	0,022
Coefficient logement	0,424 ***	0,038	1,021 ***	0,059	0,402 ***	0,071	-1,133 ***	0,071	-0,714 ***	0,039

Notes : Niveaux de significativité statistique : *** Significatif à 5% ; ** Significatif à 10% ; * Significatif à 20%. Les modalités de référence sont :

(a) analphabète, (b) salarié, (c) akan, (d) 18-27 ans, (e) Femme, (f) Seul, (g) Abidjan

Source : Calculs de l'auteur sur données Côte d'Ivoire EP1993

Chapitre 4

Consommation Ostentatoire, Statut Social et Culture de Pauvreté

1 Introduction

La littérature économique s'est largement intéressée aux effets de la consommation ostentatoire et de l'intérêt pour le statut social dans les modèles à information incomplète (Bagwell et Bernheim, 1996 ; Frank, 1985 ; Veblen, 1910). Dans plusieurs situations, la consommation ostentatoire apparaît comme un signal du statut social des individus. Ireland (1994, 1998) en particulier a montré comment des individus pourraient être incités à surconsommer afin d'obtenir un statut social plus grand que celui qu'il aurait dans une situation d'information parfaite. On suppose alors que les conjectures du type (riche ou pauvre) d'un individu à partir de sa consommation ostentatoire (perçue comme un signal de statut social) sont facilitées par les autres individus. La croyance de la société ou du groupe sur le type d'un individu confère systématiquement à celui-ci un niveau de statut social.

Dans ce chapitre, nous avançons les deux idées suivantes. Premièrement, la recherche du statut social à travers la consommation ostentatoire peut conduire les individus dans une situation de trappe à pauvreté. En effet, dans un environnement économique permettant d'accroître le revenu futur grâce à un investissement lié au niveau de la consommation privée (non ostentatoire), la recherche d'un niveau de statut social peut engendrer une surconsommation du bien ostentatoire au détriment du bien privé et donc un faible retour d'investissement qui ne permettra pas à l'individu de sortir de la situation de pauvreté.

Deuxièmement, les contradictions éventuelles entre la situation de pauvreté du point de vue absolue et la perception de la pauvreté du point de vue de l'individu lui-même, contradiction à la base de l'émergence des études de la pauvreté par l'approche subjective, peuvent trouver une justification dans l'inobservabilité

(non mesurabilité) de certaines composantes de l'utilité individuelle. En effet, le mécanisme de base de fixation de la dépense ostentation est un arbitrage de l'agent économique entre acquisition d'un niveau de statut social au cours d'une période et un niveau de vie à la période suivante. Dans ces conditions, si la démarche de l'observateur consiste uniquement à mesurer l'écart entre deux niveaux de revenu (de chaque période), il peut déclarer pauvre un individu qui s'estime riche parce que globalement son niveau de statut social, non mesurable par l'observateur, compense le manque de retour d'investissement de seconde période.

Une autre raison qui pourrait justifier une satisfaction de l'individu, en dépit de la réduction de son revenu due aux transferts, est la gestion du risque par le "mécanisme d'assurance sociale" que représentent les transferts. Pour plusieurs pays en développement, la diversification des sources de revenu est souvent analysée comme une stratégie de gestion ex-ante des risques car elle permet au ménage de voir ses conditions de vie moins détériorées par la survenance d'un choc négatif (maladie, décès, divorce). Dans une étude relative aux ménages ruraux de Madagascar, Gondard-Delcroix et Rousseau (2004) affirment qu'en l'absence du système formel d'assurance, le réseau social apparaît, avec la diversification des activités, comme le mécanisme d'assurance.

Cependant, certaines études¹ montrent la faiblesse des transferts inter-ménages dans les stratégies de gestion des risques ; ce qui contredit donc l'idée communément admise de transferts formant un "réseau d'assurance sociale" quantitativement important. Par conséquent, la recherche d'un statut social dans son environnement

¹Dans une étude réalisée pour le FAO, Thomas Reardon (1994), soutient que plusieurs études portant sur le Burkina Faso (Christensen, 1989 ; Barrett *et al.*, 1982), le Niger (Kelly *et al.*, 1993) et bien d'autres pays dont le Nigéria et le Sénégal, montrent que les transferts inter-ménages ont une place beaucoup moins importante que la diversification des activités.

social² pourrait être une justification plausible des transferts inter-ménages constatés dans plusieurs pays en développement.

Dans un modèle avec information imparfaite, nous caractérisons le lien signal-statut social : la consommation ostentatoire révèle la qualité d'un agent à émettre des externalités et justifie ainsi l'acceptation ou le refus de lui accorder le statut social. Le modèle s'organise en deux périodes. Dans un premier temps, les agents consomment des biens ostentatoires qui signalent la dotation individuelle (riche ou pauvre). Sur la base de cette information, le statut social (haut ou bas) lui est accordé. Dans un second temps, les agents décident de l'effort qu'ils vont consentir à la production d'interactions dans le groupe. Nous montrons que même si pour de bas niveaux de consommation ostentatoire, il est impossible de distinguer les riches des pauvres, les pauvres pourraient manquer l'opportunité de sortir de l'état de pauvreté. En revanche, des signaux d'un montant élevé révèlent parfaitement le type des individus. Les riches acquièrent seuls le statut social de haut niveau, les pauvres n'ont donc aucun intérêt aux dépenses ostentatoires et pourraient sortir de la pauvreté.

L'enjeu de cette étude porte sur une rationalisation de comportements particuliers de consommation constatés généralement sur des populations pauvres, et largement dans plusieurs économies sous développées notamment les économies africaines. D'un certain point de vue, des fondements sociaux sont données à ces comportements de consommation. L'hypothèse que les individus appartiennent à des groupes sociaux fixés une fois pour toute restreint la nature de ces groupes à des

²Par ailleurs, on pourrait penser au fait que le statut social soit aussi d'une certaine façon un déterminant important du niveau d'assistance dont un individu pourrait bénéficier du groupe social en cas de survenance d'un choc négatif (maladie, décès, divorce, etc.).

caractéristiques exogènes fixes telles que l'ethnie, la race ou la région d'origine. Dans le contexte des économies africaines dans lesquelles les traditions, les us et coutumes sont encore fortes, une telle hypothèse peut se justifier pleinement et favoriser une explication économique rationnelle de certaines dépenses des ménages, notamment les fortes cotisations "volontaires" à certaines cérémonies (mariage, baptême, funéraille, etc.).

Le modèle, tout en empruntant la démarche de celui de Kempf *et al.*³ (2001) en jeu de signal, diffère de celui-ci sur plusieurs points. D'abord, il ne correspond pas à un modèle de formation endogène de groupes ; nous considérons l'individu dans un groupe donné, l'hétérogénéité des individus n'aboutit donc pas à la répartition de ceux-ci dans des groupes (ségrégation sociale), mais à l'attribution par les autres membres du groupe d'un niveau de statut social. Puis, à la différence de Kempf *et al.* (2001), nous introduisons dans le revenu total de seconde période, une partie de la consommation privée de première période qui s'interprète comme un investissement. Cette extension modifie la contribution volontaire de seconde période et permet l'analyse des incidences en termes de pauvreté. Par contre, pour des raisons de cohérence de la résolution analytique du modèle, quelques hypothèses supplémentaires ont été formulées. Celles-ci seront commentées au fur et à mesure.

³L'article de Kempf *et al.* (2001) s'intéresse à une théorie de la consommation ostentatoire comme signal pour laquelle la propension à consommer le bien ostentatoire vient de la volonté d'intégrer un club et ainsi bénéficier du bien public. Les revenus des individus sont inobservables et l'admission d'un individu dans un club est basée sur l'opinion que se font les membres du club sur la capacité de l'individu à contribuer au financement du bien public. En entrant dans le club, l'individu acquiert aussi le statut social associé à ce club. L'opinion que se font les membres d'un club sur la capacité de financement d'un individu est basée sur le signal émis par cet individu en dépensant dans un bien ostentatoire. A cause de la double incitation créée par le bien public du club et le statut social du club, les individus peuvent être amenés à surconsommer le bien ostentatoire. Kempf *et al.*, après avoir caractérisé l'équilibre mélangeant et l'équilibre séparateur, analysent les implications en terme d'amélioration au sens de Pareto d'une politique de taxation et le mécanisme de taxation que choisirait l'agent médian dans une telle société.

2 Modèle

2.1 Economie

Nous considérons une société Ω formée de N individus, indexés par h et vivant sur deux périodes. Le revenu de première période de chaque individu est exclusivement exogène, tandis que le revenu de seconde période est constitué d'un revenu exogène de niveau identique à celui de première période auquel s'ajoute un revenu endogène. A la première période, les individus peuvent être *riche*, avec un revenu y^r , ou *pauvre*, avec un revenu y^p . Il y a n^r riches et n^p pauvres (avec $n^p = N - n^r$). On suppose que $n^r < n^p$.

Il peut y avoir H niveaux de statut social. Dans ce modèle, soit $H = 1$, c'est à dire que tous les individus ont un même niveau de statut social, ou $H = 2$, c'est à dire qu'il y a un haut niveau de statut social et un bas niveau de statut social.

Les deux périodes diffèrent de la façon suivante : en seconde période, les individus ont leur niveau de statut social qui est déterminé et contribuent de façon volontaire à la production d'un bien public local⁴. Il y a deux autres biens : un bien de consommation privée pure, et un bien de consommation ostentatoire qui s'achète seulement en première période. Ces biens sont non-durables. Le revenu est dépensé dans les deux biens de consommation. Le niveau du bien public est égal à la somme des provisions volontaires de chaque membre du groupe. Les contraintes budgétaires pour les deux périodes sont :

⁴Selon Kempf et *al.* (2001), cette démarche a été initiée par Bergstrom, Blume et Varian (1986).

$$y^h = c_1^h + f^h \quad (4.1)$$

$$y^h + \theta c_1^h = c_2^h + g^h \quad (4.2)$$

où c_1^h désigne la consommation du bien privé pur en première période, f^h est le niveau de consommation du bien ostentatoire en première période, c_2^h le niveau de consommation de bien privé pur en seconde période, et g^h le montant de la contribution volontaire de h au bien public local.

Cette contribution volontaire de h , g^h , est une fonction de son revenu y^h et du niveau de dépense ostentatoire f^h : $g^h = \gamma(y^h)^5$. La provision du bien public local dans le groupe est égale à :

$$G = \sum_h g^h = \sum_h \gamma(y^h) \quad (4.3)$$

2.2 Niveau de statut social

Le statut social S^h en début de seconde période ou dans l'entre-période dépend du niveau de consommation ostentatoire. Plus précisément, nous avons la règle suivante :

$$\forall h, h' \quad \text{si} \quad f^h = f^{h'} \quad \text{alors} \quad S^h = S^{h'} \quad (4.4)$$

Le niveau de revenu y^h est une information privée, connue seulement par h . On suppose que seul le niveau de consommation ostentatoire est observé par tous les individus de la société ou de son groupe.

⁵Bien que la contribution g^h s'exprime, comme dans le modèle de Kempf et *al.* (2001), uniquement en fonction du revenu y^h , de façon plus précise pour ce modèle, l'on devrait écrire $g^h = \gamma(y^h, f^h(y^h))$ du fait de l'introduction d'une composante endogène $\theta.c^h$ dans le revenu de seconde période (équation 4.2).

Selon l'équation (4.4), lorsque deux individus émettent le même signal, ils obtiennent le même statut social. L'obtention du statut social dépend uniquement du niveau du revenu dépensé en consommation ostentatoire. Il faut noter, par ailleurs, qu'on a un déroulement en deux étapes : la première correspond à l'acquisition du statut social, et la seconde correspond à la contribution volontaire. Une fois le statut social obtenu, l'individu n'a aucune obligation de contribution en seconde période.

2.3 Croyances et signaux

Les individus forment, à partir des consommations en bien ostentatoire, des croyances sur les niveaux de revenu. Ces croyances déterminent les niveaux de statut social, et par suite la contribution à la production du bien public. On note :

- $m^h(f^{h'})$ la probabilité (croyance) accordée par h à l'événement " h' est riche" lorsque $f^{h'}$ est observée. Cette probabilité se révisé selon la règle de Bayes.
- $\Phi^h(f^{h'})$ l'espérance du revenu de l'individu h' selon l'individu h après l'observation du signal $f^{h'}$ émis par h' :

$$\Phi^h(f^{h'}) = m^h(f^{h'}) \cdot y^r + (1 - m^h(f^{h'})) \cdot y^p \quad (4.5)$$

- $\bar{\Phi}(f^{h'})$ le revenu moyen de h' selon la société et dérivé de l'observation du signal $f^{h'}$ émis par h' :

$$\bar{\Phi}(f^{h'}) = \frac{1}{N-1} \sum_{h \neq h'} \Phi^h(f^{h'}) \quad (4.6)$$

On suppose le nombre N suffisamment grand pour que chaque individu ait un poids négligeable ; de sorte qu'un individu ne prend pas en compte son propre type lorsqu'il forme ses croyances.

2.4 Utilités individuelles et statut social

Les individus sont caractérisés par la même fonction d'utilité W . Comme dans l'étude de Ireland (1994, 1998), le statut social intervient pour chaque individu comme un argument de W . Ainsi, la fonction d'utilité W a deux composantes : une composante d'utilité privée notée U et une composante statut social⁶ notée S . On suppose aussi qu'elle est une combinaison linéaire de ces deux composantes :

$$W = (1 - \alpha)U + \alpha S \quad (4.7)$$

où le coefficient α représente le poids relatif du statut social dans l'utilité globale de l'individu. Plus α est grand, plus le statut social joue un rôle important dans la satisfaction de l'individu ; lorsque $\alpha = 0$, le statut social n'a aucun impact : les individus ne sont caractérisés que par l'utilité privée pure.

Le niveau d'utilité privée s'obtient par les consommations privées pures et le bien public local ; le bien ostentatoire ne procure pas d'utilité directe.

$$U(c_1^h, c_2^h, G) = \ln(c_1^h) + \ln(c_2^h) + \beta G \quad (4.8)$$

où β représente la désirabilité du bien public relativement au bien privé.

Selon Ireland (1994), une telle spécification quasi-linéaire de la fonction d'utilité permet à celle-ci d'avoir la propriété que, pour certains niveaux de prix et les bas niveaux de revenu, l'individu ne consomme que l'un des biens - en l'occurrence, ici le bien privé - tandis qu'à un certain niveau de revenu, tout revenu additionnel est

⁶Ce modèle avec statut social dans la fonction d'utilité est une version généralisée du modèle étudié par Jaramillo et Moizeau (1999).

dépensé dans l'autre bien. Cette propriété des fonctions quasi-linéaire permet de définir le concept de consommation prioritaire.

De façon analogue au modèle⁷ de Kempf et *al.* (2001), le statut social obtenu par h vient de l'inférence sur son utilité privée. Cette inférence est basée sur le signal émis par le niveau de la consommation ostentatoire :

$$S(\bar{\Phi}(f^h); \{f^h\}) = \ln(\bar{\Phi}(f^h) - f^h) + \ln(\bar{\Phi}(f^h) - \gamma(\bar{\Phi}(f^h))) + \beta \left(\sum_{h'} \gamma(\bar{\Phi}(f^{h'})) \right) \quad (4.9)$$

On suppose, comme dans Ireland (1994), que le niveau S du statut social d'un individu est une fonction croissante de la croyance que les membres du groupe de référence ont sur le niveau d'utilité privée de l'individu, croyance basée sur l'observation du niveau de la consommation ostentatoire de cet individu.

La forme de l'équation (4.9), expression du statut social, est donc analogue à celle de l'utilité privée à la différence que les arguments sont maintenant des valeurs extrapolées par le groupe de référence. Le premier terme désigne la consommation privée de première période c_1^h mais inférée par les membres : différence entre le revenu inféré à partir de la dépense ostentatoire $\bar{\Phi}(f^h)$ et la dépense ostentatoire. Le second terme est une évaluation simplifiée⁸ de la consommation privée de seconde période c_2^h , $\gamma(\bar{\Phi}(f^h))$ étant la contribution volontaire attendue du niveau de revenu

⁷La formulation du statut social dans ce modèle est identique à celle de Ireland (1994).

⁸En fait, par une stricte analogie avec la spécification du premier terme, ce second terme devrait contenir non pas $\bar{\Phi}(f^h) - \gamma(\bar{\Phi}(f^h))$ mais $\bar{\Phi}(f^h) - \gamma(\bar{\Phi}(f^h)) + \theta \cdot (\bar{\Phi}(f^h) - f^h)$. En effet, la richesse de seconde période doit être complétée du rendement de la consommation privée de première période. Bien que retenu pour une question de simplification, ce terme pourrait finalement venir de l'hypothèse que les membres du groupe n'ont pas une totale visibilité sur le rendement futur de la consommation privée et que, en fin de compte, la valeur de la consommation privée de seconde période qu'ils infèrent est sous-estimée.

inféré. Le troisième terme désigne l'incidence du bien public local, où le budget total inféré pour le bien public local est la somme des contributions volontaires inférée.

Nous introduisons les hypothèses suivantes :

$$y^p < \frac{1}{\beta(1+\theta)} < \frac{1}{\beta} < y^r \quad (4.10)$$

$$\bar{y} = \frac{n^r y^r + n^p y^p}{N} > \frac{1}{\beta} \quad (4.11)$$

$$f^h > \gamma(\bar{\Phi}(f^h)) \quad (4.12)$$

Ces hypothèses permettent d'obtenir une solution non dégénérée de ce jeu de signal. Par rapport à Kempf et *al.* (2001), l'hypothèse (4.10) ajoute l'expression $1/\beta(1+\theta)$: elle correspond à une limite supérieure du revenu du pauvre beaucoup plus faible.

La véritable innovation vient de l'hypothèse (4.12). Cette dernière stipule que le niveau de consommation ostentatoire d'un individu est nécessairement supérieur à la contribution volontaire attendue du niveau de revenu inféré par la société sur la base de ce niveau de consommation ostentatoire. Intuitivement, cette hypothèse signifie que la consommation ostentatoire dont l'effet est plus direct sur l'utilité est nécessairement plus grand que la contribution volontaire déduite dont l'effet sur l'utilité est indirecte⁹.

⁹Remarquons par ailleurs que la dépense ostentatoire intervient en première période, tandis que la contribution volontaire s'effectue en seconde période. L'incidence sur l'utilité de la consommation ostentatoire via le statut social n'est pas réversible : le statut social est obtenu une fois pour toute sans possibilité de remise en question en fonction de la contribution volontaire. Dans la résolution du modèle, on verra que certains individus effectueront en première période une dépense ostentatoire non nulle et en seconde période une contribution volontaire nulle.

2.5 Optimisation individuelle

Chaque individu prend une décision à chaque période. A la première période, il choisit son niveau de consommation ostentatoire f^h . Elle détermine sa consommation privée de cette période, dont dépend la partie endogène du revenu de seconde période (équation 4.2), et simultanément son niveau de statut social. A la seconde période, le statut social étant acquis, l'individu choisit le niveau de sa contribution volontaire. La décision relative à g^h est donc logiquement dépendante de celle relative à f^h .

Le comportement de chaque agent h consiste à considérer le programme suivant :

$$\max_{f^h, g^h} W = (1 - \alpha)U + \alpha S$$

qui se résout par une récurrence à rebours.

Dans la mesure où le choix du niveau de contribution g^h s'effectue en seconde période, sa valeur n'a aucun impact sur le niveau du statut social. Une fois le statut social fixé en première période sur la base de la consommation ostentatoire f^h , le problème de seconde période s'écrit :

$$\begin{aligned} & \max_{g^h} \ln(c_2^h) + \beta G \\ s/c \quad & \left\{ \begin{array}{l} y^h + \theta c_1^h = c_2^h + g^h \\ G = \sum_{h' \neq h} g^{h'} + g^h \\ g^{h'} \text{ étant donné} \\ g^h \geq 0 \end{array} \right. \end{aligned}$$

La condition de premier ordre implique que :

$$g^h = \begin{cases} (1 + \theta)y^h - \theta f - \frac{1}{\beta} & \text{si } f^h < (1 + \frac{1}{\theta})y^h - \frac{1}{\beta\theta} \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

L'utilisation de l'hypothèse (4.12) permet de raffiner cette solution en écrivant :

$$g^h = \begin{cases} (1 + \theta)y^h - \theta f^h - \frac{1}{\beta} & \text{si } \frac{(1+\theta)y^h - \frac{1}{\beta}}{\theta + \frac{N}{n^r}} < f^h < \frac{(1+\theta)y^h - \frac{1}{\beta}}{\theta} \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} \quad (4.13)$$

Dans cette équation (4.13), on constate une borne inférieure et une borne supérieure à la dépense ostentatoire pour la non nullité de la contribution volontaire. La borne supérieure vient simplement de la condition de positivité de la contribution volontaire, la borne inférieure est une traduction directe de l'hypothèse (4.12). L'existence de ce minimum de dépense ostentatoire en deçà duquel la contribution volontaire est nulle est cohérent avec l'idée que le haut niveau de statut social ne peut être atteint qu'au delà d'un certain niveau de dépense ostentatoire.

Par ailleurs, cette équation (4.13) appelle les observations suivantes. Premièrement, la contribution individuelle ne dépend pas seulement du niveau du revenu mais aussi du niveau de la consommation ostentatoire et du taux θ de retour d'investissement de première période. Plus précisément, le niveau de la contribution est décroissant avec le niveau de consommation ostentatoire et croissant avec le taux de retour d'investissement θ .

Deuxièmement, par l'hypothèse (4.10), les pauvres ne contribuent jamais au financement du bien public, tandis que le niveau de contribution¹⁰ des riches dépend de la dépense ostentatoire de f^h .

On peut alors écrire le programme de maximisation de première période de l'individu h . En utilisant l'équation (4.7), puis les équations (4.1), (4.2), (4.3), (4.8) et

¹⁰Dans le modèle de Kempf et *al.* (2001), les pauvres ne contribuent jamais au financement du bien public local, mais les riches, à la différence de ce qui se passe pour ce modèle, contribuent toujours.

(4.9), l'utilité espérée de l'individu h s'écrit :

$$E_h W = (1 - \alpha) \left[\ln(y^h - f^h) + \ln(y^h - \gamma(y^h)) + \beta \sum_h \gamma(\Phi^h(f^h)) \right] \quad (4.14) \\ + \alpha \left[\ln(\bar{\Phi}(f^h) - f^h) + \ln(\bar{\Phi}(f^h) - \gamma(\bar{\Phi}(f^h))) + \beta \sum_h \gamma(\Phi^h(f^h)) \right]$$

Une stratégie $\sigma^h = (f^h, g^h)$ du joueur h dans ce jeu de signal est constituée d'un niveau de consommation ostentatoire f^h en première période et de contribution volontaire g^h en seconde période. Par la détermination de σ^h , l'individu h cherche à maximiser son utilité espérée exprimée par l'équation (4.14) sous une contrainte d'incitation qui pose que s'engager dans la dépense ostentatoire procure au moins autant d'utilité que ne pas s'y engager (voir les annexes 1 et 2).

3 Equilibres de signal

Dans une économie à information complète, le revenu est parfaitement connu. Cela implique également une parfaite connaissance du statut social. Dans ce cas, il n'y a aucune motivation à la consommation ostentatoire.

Nous considérons donc la situation d'une économie à information incomplète. Dans une telle situation informationnelle, nous analyserons deux types d'équilibres de signal : un équilibre mélangeant et un équilibre séparateur.

3.1 Equilibres mélangeants

Un équilibre mélangeant est caractérisé par un seul type de statut social $H = 1$: tous les individus de la société ou du groupe ont le même statut social. Cette situation vient de ce que tous les individus émettent un même signal dans un équilibre

mélangeant. Dans cet équilibre, il est donc impossible de distinguer les pauvres des riches à partir de leur consommation ostentatoire.

Définition 1

Un équilibre mélangeant est un équilibre dans lequel tous les individus ont le même niveau de consommation ostentatoire :

$$f^h = f^{h'} \quad \forall h, h'$$

La proposition suivante montre qu'il existe un équilibre mélangeant, qui correspond à des niveaux non nuls de consommation ostentatoire de la part de tous les individus.

Proposition 1

1. *Les stratégies* : $\sigma^r = \left(f^{mel}, (1 + \theta)y^r - \theta f^{mel} - \frac{1}{\beta} \right)$, $\sigma^p = (f^{mel}, 0)$
2. *Les croyances* : $m^r(f^{mel}) = \frac{n^r-1}{N-1}$, $m^p(f^{mel}) = \frac{n^r-1}{N-1}$

définissent un équilibre mélangeant qui est un équilibre bayésien parfait caractérisé par $f^{mel} \in [0, \tilde{f}^p]$.

Preuve (Voir annexe 1)

Plusieurs observations peuvent être faites sur cet équilibre mélangeant.

D'abord, on peut constater que la limite supérieure de la consommation ostentatoire du pauvre, issue de sa contrainte d'incitation, est croissante avec α . Autrement dit, plus la composante statut social est importante dans les préférences des individus, plus les pauvres consomment en biens ostentatoires puisqu'ils sont alors plus

intéressés par un niveau de statut social identique à, ou tout au moins proche de, celui attribué aux riches. Par conséquent, ils seront plus enclin, au cours de la première période, à arbitrer au détriment de la consommation privée.

Quant aux riches, en première période, la part de leur revenu consacrée à la consommation de bien privée leur permet de garantir, en fonction de l'environnement économique, un meilleur supplément de revenu (revenu endogène) en seconde période. Par ailleurs, ils sont seuls à contribuer au financement du bien public local.

La littérature sur les comportements économiques, notamment dans plusieurs pays en Afrique, évoque ce type de comportement des pauvres comme une conséquence des pratiques coutumières (Mohamed Ahamada, 2003)¹¹.

Proposition 2

Le niveau de dépense ostentatoire f^{mel} de l'équilibre mélangeant décroît avec le taux de rendement θ .

Preuve (Voir annexe 1, Partie II)

Si l'on conçoit le coefficient θ comme un paramètre qui exprime le rendement des efforts en consommation privée consentis en première période, l'interprétation de cette proposition 2 révèle un résultat sur le lien entre les possibilités d'amélioration de la situation future et le niveau de la consommation ostentatoire. Ces possibilités pourraient, d'un certain point de vue, s'analyser comme de la mobilité sociale. Donc,

¹¹Dans son mémoire sur les stratégies de lutte contre la pauvreté aux Comores, Mohamed Ahamada (2003) présente le mariage coutumier ou le Grand mariage qui durent une dizaine de jours. La famille du marié y présente l'or, du bétail, un trousseau à la mariée, tandis que la mariée apporte de son côté, la maison conjugale. Cette pratique de la tradition est la voie d'accès à la prééminence sociale et au pouvoir d'honneur aux Comores.

plus directement, la proposition 2 suggère que plus une société est flexible (plus de mobilité sociale), moins l'on verra de la consommation ostentatoire. En réalité, ce résultat vient du fait que les individus sachant que leur utilité marginale de la consommation de bien privé sera plus grande à la seconde période ont moins d'incitation à investir dans le statut social à la première période.

3.2 Equilibres séparateurs

Un équilibre séparateur est caractérisé par deux types de statut social $H = 2$: les agents riches se distinguent des pauvres en choisissant des niveaux de consommation ostentatoire supérieur.

Définition 2

Un équilibre séparateur est un équilibre dans lequel les individus riches ont un niveau de consommation ostentatoire différent de celui des pauvres :

$$f^p \neq f^r$$

La proposition suivante montre qu'il existe un équilibre séparateur, qui correspond à des niveaux non nuls de consommation ostentatoire de la part de tous les individus.

Proposition 3

1. *Les stratégies* : $\sigma^r = \left(f^{sep}, (1 + \theta)y^r - \theta f^{sep} - \frac{1}{\beta} \right)$, $\sigma^p = (0, 0)$
2. *Les croyances* : $m^r(f^{sep}) = 1$, $m^p(0) = 0$

définissent un équilibre séparateur qui est un équilibre bayésien parfait caractérisé par $f^{sep} \in [\hat{f}^p, \hat{f}^r]$.

Preuve (Voir annexe 2)

A l'équilibre séparateur, il est impossible pour le pauvre d'imiter le riche qui émet un signal trop coûteux. En conséquence, la dotation de tout individu est parfaitement inférée par le biais de la consommation ostentatoire. Pour un agent pauvre qui se voit désormais refuser le haut statut social, la meilleure possibilité qui s'offre à lui est de ne rien dépenser en bien ostentatoire puisque de toute façon il ne pourra pas acquérir le statut social attribué aux riches. En première période, il consacre donc la totalité de ses ressources à la consommation privée, assurant ainsi, en fonction des conditions économiques, une forte création de revenu monétaire (revenu endogène) en seconde période.

La proposition 2 sous entend que les agents riches ont intérêt à se placer dans une situation de dépense ostentatoire qui permet d'exclure les imposteurs (les pauvres tentés par le statut social des riches).

Remarquons que l'intérêt à consommer du bien ostentatoire croît avec la proportion de pauvres dans l'économie. Plus il y a de pauvres dans la population et plus tout agent y^r fait étalage de sa richesse (à moindre coût) afin de bénéficier de la considération sociale¹². De plus, la course à l'ostentation s'exacerbe avec les difficultés des conditions économiques d'investissement (décroissance du paramètre

¹²Cette observation est conforme au résultat de Ferrer-i-carbonell (2005) qui montre, sur données allemandes, que la satisfaction d'un individu est d'autant plus grande que son revenu est élevé relativement au revenu moyen dans son groupe de référence. Par ailleurs, Luttmer (2005) a montré que, réciproquement, le bien-être des individus se réduit avec une augmentation du revenu moyen de leur groupe de référence.

θ). A la limite, lorsque θ tend vers 0, la course à l'ostentation atteint son paroxysme car le coût d'opportunité devient négligeable.

Toute fois, il convient de noter que les effets du signal sur le bien-être social sont ambigus. D'une part, la consommation ostentatoire des riches apparaît comme un pur gaspillage de ressources. Mais le statut social étant une composante de l'utilité, les riches peuvent en tirer un bénéfice direct. D'autre part, il peut y avoir un intérêt à ce que les riches se comportent ainsi car cela amène, en fin de compte, les pauvres à ne consommer que du bien privé pur ; ce qui monétairement paraît intéressant car le revenu total de seconde période dépend en partie du niveau de la consommation privée de première période.

4 Implications sur la situation de pauvreté

Dans cette section, nous considérons la situation particulière d'un individu pauvre au cours de la première période - le pauvre étant simplement un individu dont le niveau de revenu est inférieur à un seuil donné - mais qui pourrait sortir de la pauvreté, à la seconde période, grâce au rendement de la consommation non ostentatoire (privée) de première période. Nous étudions, dans un premier temps, le lien entre niveau de dépense ostentatoire et possibilité de sortie de la pauvreté puis, dans un second temps, nous relierons ces résultats aux équilibres précédemment établis.

4.1 Pauvreté et consommation ostentatoire

Il s'agit d'analyser les implications des niveaux de dépenses ostentatoires d'équilibres sur la situation de pauvreté, dans le schéma suivant :

Supposons qu'il existe un seuil z tel que :

$$y^p < z \quad (4.15)$$

$$y^p + \theta c_1 > z \quad (4.16)$$

C'est à dire que le retour d'investissement de second période permettrait au pauvre de sortir de sa situation.

Avec $c = y^p - f$, l'inégalité (4.16) implique que :

$$f < \frac{(1 + \theta)y^p - z}{\theta} \quad (4.17)$$

Par conséquent, dans les conditions posées par les relations (4.15) et (4.16), la consommation ostentatoire du pauvre ne devrait pas dépasser un certain niveau $\bar{f}(\theta)$ en première période afin que le retour d'investissement en seconde période soit suffisant pour l'extraire de la pauvreté. Ce niveau maximal croît avec le taux de rendement θ .

En effet,

$$\bar{f}(\theta) = \frac{(1 + \theta)y^p - z}{\theta} \quad (4.18)$$

$$\frac{d\bar{f}(\theta)}{d\theta} = \frac{z - y^p}{\theta^2} > 0 \quad \text{car} \quad y^p < z \quad (4.19)$$

Deux cas de figures se présentent en fonction de la position de z par rapport au coefficient¹³ $\frac{1}{\beta}$.

¹³Tout d'abord, remarquons que, vue la forme quasi-linéaire de la fonction d'utilité privée, ce coefficient $\frac{1}{\beta}$ apparaît comme le niveau minimal de revenu à partir duquel la dépense G est envisageable pour un individu s'il devait le constituer seul. Ce résultat implique que $\frac{1}{\beta} - y$ représente l'écart (en terme monétaire) à la consommation à la fois de bien privé et de bien public.

Supposons que $z > \frac{1}{\beta}$, ce qui peut s'interpréter comme la situation dans laquelle la distance de la pauvreté, mesurée par $z - y^p$, est systématiquement plus grande que la distance au bénéfice du bien public, mesurée par $\frac{1}{\beta} - y^p$. Dans ce cas, on déduit qu'une dépense ostentatoire non nulle du pauvre en première période le maintient dans sa situation de pauvreté quelque soit la valeur de θ . En effet, par la relation (4.10), on obtient de l'équation (4.18) : $\bar{f}(\theta) < 0$.

Supposons que $z < \frac{1}{\beta}$. Dans cette situation, la dépense optimale de première période est liée à la *profondeur* de la pauvreté qui, elle-même, dépend de l'écart entre le revenu y^p du pauvre et le seuil de pauvreté z .

1. Si la pauvreté est extrême, c'est à dire que $y^p < \frac{z}{2}$, alors $\frac{z-y^p}{y^p} > 1$ implique que $\theta < \frac{z-y^p}{y^p}$ (car $\theta \leq 1$) et donc que $\bar{f}(\theta) < 0$. Par conséquent, en cas d'extrême pauvreté, une dépense ostentatoire non nulle maintient le pauvre dans sa situation.
2. Si $y^p \geq \frac{z}{2}$, alors la pauvreté n'est pas très profonde : $\frac{z-y^p}{y^p} \leq 1$; les conclusions dépendent du niveau du taux de retour d'investissement. Au cas où $\theta \leq \frac{z-y^p}{y^p}$, on a la même conséquence que précédemment, à savoir que la dépense ostentatoire doit être nulle. Dans le cas $\theta > \frac{z-y^p}{y^p}$, la dépense ostentatoire ne devrait pas dépasser le seuil $\bar{f}(\theta)$.

En conclusion, pour qu'un niveau non nul de consommation ostentatoire puisse permettre au pauvre de sortir de sa situation en seconde période, il faudrait qu'il ne soit pas extrêmement pauvre et que le taux de retour d'investissement soit suffisamment élevé ($\theta > \frac{z-y^p}{y^p}$). Si l'une des deux conditions précédentes n'est pas satisfaite, toute dépense ostentatoire non nulle, favorise la persistance de la pauvreté.

4.2 Relation avec les équilibres

Il s'agit de relier les équilibres de signal aux conditions précédentes de sortie de l'état de pauvreté en seconde période. Rappelons que dans un équilibre mélangeant, les pauvres ont le même statut social que les riches car ils émettent exactement le même signal par un même niveau de consommation ostentatoire non nul. Dans un équilibre séparateur, la distinction entre les pauvres et les riches est effective car les riches sont seuls à dépenser en bien ostentatoire ; les pauvres consacrent la totalité de leur ressource en consommation privée, leur consommation ostentatoire étant nulle.

De l'analyse précédente des conditions de sortie de pauvreté, il apparaît donc que dans un équilibre séparateur le pauvre ne peut sortir de cet état en seconde période qu'à la condition que la pauvreté ne soit pas très prononcée (proximité au seuil de pauvreté) et que l'environnement économique (mesuré par le taux de retour d'investissement) garantisse des ressources suffisantes en seconde période (revenu endogène). Autrement dit dans les situations de forte inégalité entre riches et pauvres, de pauvreté extrême ou de rigidités économiques, la consommation ostentatoire du pauvre telle que déterminée dans un équilibre mélangeant est un frein à l'éradication de la pauvreté.

Pourtant, cette dépense est logique et rationnelle puisqu'elle est issue d'un programme de maximisation de l'individu. Elle impacte directement le bien-être de l'individu par l'acquisition d'un statut social. Cette estime-de-soi obtenue dans le groupe de référence est une composante de la fonction d'utilité de l'individu. La culture de pauvreté est caractérisée par des motivations de dépenses ou d'arbitrages budgétaires non nécessairement monétaires (tout au moins à court terme). Ces motivations peuvent justifier des comportements totalement en déphasage avec des

objectifs de réduction de la pauvreté.

Par ailleurs, le résultat selon lequel la consommation ostentatoire se réduit avec les possibilités de mobilité sociale suggère clairement la possibilité de réduction de la pauvreté, non pas par les mesures classiques de redistribution en faveur des pauvres, mais par la mise en place de politique visant à favoriser la flexibilité dans l'environnement économique, notamment l'amélioration de la rentabilité des investissements, du rendement de l'éducation, et plus globalement l'amélioration des "capabilités" des individus.

Enfin, la situation de l'équilibre séparateur qui présente le plus de garantie - par rapport à l'équilibre mélangeant - pour une éradication de la pauvreté monétaire est un guide intéressant dans la réflexion relative à la définition de politiques économiques. Ces politiques peuvent être, par exemple, des politiques de taxation de certains types de dépenses dont l'effectivité semble être très motivée par des besoins de reconnaissance sociale. De la sorte, les plus pauvres pourraient avoir moins d'incitation à investir dans les biens ostentatoires ; la vraisemblance de l'équilibre séparateur serait accrue car seuls les réels riches effectueront des dépenses ostentatoires tandis que les pauvres préféreront orienter leurs dépenses sur les autres biens.

5 Conclusion

La consommation ostentatoire peut se justifier par la nécessité de reconnaissance sociale de chaque individu dans la société. En tant que signal du niveau de vie des individus, elle permet de catégoriser les individus. La recherche d'un certain niveau de statut social lié à l'opinion des membres de son groupe social sur son niveau de vie peut conduire à une surconsommation de certains biens. Si ces biens ne possèdent pas directement des propriétés de rentabilité dans le futur, des dépenses élevées en ces biens au détriment d'autres biens plus rentables peuvent réduire considérablement les possibilités futures de réduction de la pauvreté monétaire.

Cependant, ce comportement demeure économiquement rationnel dès lors qu'il se fonde sur la maximisation d'une fonction d'utilité. Ainsi grâce une telle fonction d'utilité comportant un argument statut social, on obtient une justification positive de la culture de pauvreté. En effet, par culture, on suppose des conceptions et des pratiques qui s'intègrent dans un ensemble global et cohérent. Par conséquent, la pauvreté monétaire ou tout au moins sa persistance causée par la recherche de statut social se justifie logiquement dans les groupes de référence. Cette idée rejoint l'analyse originelle de la "culture de pauvreté" par l'ethnologue Oscar Lewis (1959) qui explique que la culture de pauvreté est liée à la structure familiale, aux relations interpersonnelles et aux valeurs.

En prolongeant l'étude du comportement de consommation par une analyse positive de la consommation ostentatoire, ce chapitre pénètre le champ microéconomique des motivations des agents. La recherche du statut social se présente comme un déterminant pertinent de l'allocation des ressources entre différents postes. Cette recherche peut valablement être limitée, tout au moins dans l'analyse théorique, au

niveau des groupes de référence. Cette option est soutenue par les résultats des travaux de Gardes et Montmarquette (2002) qui montrent que finalement les individus se réfèrent à un petit nombre d'autres individus dans le choix de leur comportements. La consommation ostentatoire apparaît comme le moyen d'émettre un signal pour révéler aux membres de son groupe son type riche ou pauvre, inobservable en situation d'information imparfaite. La motivation première de ce signalement est l'obtention du statut social qui est un argument de l'utilité individuelle. Finalement, avec les interactions sociales, et plus spécifiquement les modes de vie des groupes de référence, la culture de pauvreté trouve une justification plausible.

Par ailleurs, dans ce travail, nous n'avons pas considéré la formation de classes dans la société sur la base de la dépense ostentatoire. Dans une telle analyse (Kempf *et al.*, 2001), la consommation ostentatoire permet aux individus d'appartenir ou non un groupe donné dans la société. En considérant que les groupes sont fixés et que la recherche du statut social s'effectue à l'intérieur de son groupe, cette étude se focalise donc sur les groupes sociaux "fixes" tels que les groupes ethniques. À cet égard, les analyses peuvent s'avérer d'un grand intérêt pour les comportements de ménages dans les pays africains dans lesquels les us et coutumes sont encore forts. De plus en plus de travaux économiques commencent à rechercher dans cette direction les raisons des échecs de certaines politiques de développement¹⁴.

En effet, les économistes s'interrogent de plus en plus sur la façon dont des prescriptions économiques plus précises prenant en compte les comportements culturels peuvent améliorer les systèmes publics de distribution. Des recherches contempo-

¹⁴D. Cogneau (2004) souligne ainsi l'impact des institutions sur les résultats des politiques de redistribution et développe les incidences de cette conclusion : les institutions de chaque pays sont très spécifiques, reflétant à la fois la géographie, l'histoire, la culture.

raines sur les stratégies de développement, notamment au niveau des institutions internationales, s'appuient sur le fait que les systèmes publics de régulation pourraient régulièrement être inefficaces parce que certaines de leurs hypothèses relatives au rapport entre la culture et le comportement du ménage ne sont pas valables dans les pays d'application. A cet égard, en introduction d'un dossier spécial sur les enjeux de l'aide au développement, Marniesse et Peccoud (2004) affirment que "Les politiques de réduction de la pauvreté, pour être mieux définies, doivent s'appuyer sur des études plus nombreuses, qui prennent en compte les comportements des ménages (meilleure connaissance des fonctions d'utilité), les dynamiques (trajectoires des ménages pauvres) ou le rôle des interactions sociales dans un contexte donné. Ces études devraient prendre en compte la culture et les institutions du pays".

ANNEXES DU CHAPITRE 4

ANNEXE 1 : Existence d'un équilibre mélangeant

PARTIE I

Considérons les contraintes d'incitation (a) et (b) des individus (riche ou pauvre) :

(a) *Riche*

$$(1-\alpha) \left[\ln(y^r - f^p) + \ln \frac{1}{\beta} \right] + \alpha \left[\ln(\bar{y} - f^p) + \ln \left(\frac{n^r}{N} \frac{1}{\beta} + \frac{n^p}{N} y^p - \frac{n^r}{N} \theta (y^r - f^p) \right) \right] + \beta n^r \left[(1+\theta) y^r - \theta f^p - \frac{1}{\beta} \right] \geq (1-\alpha) \left[\ln y^r + \ln \frac{1}{\beta} + \beta \left[(1+\theta) y^r - \theta f^p - \frac{1}{\beta} \right] \right] + \alpha 2 \ln y^p$$

(b) *Pauvre*

$$(1-\alpha) [\ln(y^p - f^p) + \ln((1+\theta) y^p - \theta f^p)] + \alpha \left[\ln(\bar{y} - f^p) + \ln \left(\frac{n^r}{N} \frac{1}{\beta} + \frac{n^p}{N} y^p - \frac{n^r}{N} \theta (y^r - f^p) \right) \right] + \beta n^r \left[(1+\theta) y^r - \theta f^p - \frac{1}{\beta} \right] \geq (1-\alpha) [\ln y^p + \ln((1+\theta) y^p - \theta f^p)] + \alpha 2 \ln y^p$$

Posons :

$$\Gamma_{y^r, \alpha, \theta}(f) = (1-\alpha) \ln \left(\frac{y^r - f}{y^r} \right) - (1-\alpha) \beta \left[(1+\theta) y^r - \theta f - \frac{1}{\beta} \right]$$

$$\Pi_{y^r, \alpha, \theta}(f) = (1-\alpha) \ln \left(\frac{y^p - f}{y^p} \right)$$

$$C_{y^r, \alpha, \theta}(f) = \beta n^r \left[(1+\theta) y^r - \theta f^p - \frac{1}{\beta} \right] + \alpha \ln \left(\frac{\bar{y} - f}{(y^p)^2} \right) + \alpha \ln \left(\frac{n^r}{N} \frac{1}{\beta} + \frac{n^p}{N} y^p - \frac{n^r}{N} \theta (y^r - f^p) \right)$$

Les contraintes d'incitation (a) et (b) se réécrivent :

$$Riche : \Gamma_{y^r, \alpha, \theta}(f) \geq -C_{y^r, \alpha, \theta}(f)$$

$$Pauvre : \Pi_{y^r, \alpha, \theta}(f) \geq -C_{y^r, \alpha, \theta}(f)$$

En un équilibre mélangeant, la dépense ostentatoire vérifie à la fois les contraintes d'incitation (a) et (b). Afin de prouver la possibilité d'existence d'un tel niveau de dépense, on montrera successivement les assertions suivantes :

1. $\exists f^* < y^p$ tel que $\Gamma_{y^r, \alpha, \theta}(f^*) = \Pi_{y^r, \alpha, \theta}(f^*)$
2. $\frac{\partial \Pi_{y^r, \alpha, \theta}(f)}{\partial f} < \frac{\partial \Gamma_{y^r, \alpha, \theta}(f)}{\partial f} < 0$ et $\frac{\partial C_{y^r, \alpha, \theta}(f)}{\partial f} < 0$
3. $\tilde{f}(y^p)|_{\alpha=0} > f^*$
4. $\frac{\partial \tilde{f}(y^p)}{\partial \alpha} > 0$

Tout d'abord, montrons que l'hypothèse $\tilde{f} > \gamma\left(\bar{\Phi}\left(\tilde{f}\right)\right)$ fournit l'implication suivante (Inégalité (*)) :

$$\tilde{f} > y^r - \frac{1}{\beta \cdot \theta} + \frac{y^p}{\theta} > y^r - \frac{1}{\beta \cdot \theta}$$

En effet, $\tilde{f} > \gamma\left(\bar{\Phi}\left(\tilde{f}\right)\right) \Leftrightarrow \tilde{f} > \frac{\frac{n^r}{N}[(1+\theta)y^r - \frac{1}{\beta}]}{1+\theta\frac{n^r}{N}}$ et $\frac{\frac{n^r}{N}[(1+\theta)y^r - \frac{1}{\beta}]}{1+\theta\frac{n^r}{N}} > y^r - \frac{1}{\beta \cdot \theta} + \frac{y^p}{\theta}$ du fait que $n^r < n^p$

Assertion 1 : $\exists f^* < y^p$ tel que $\Gamma_{y^r, \alpha, \theta}(f^*) = \Pi_{y^r, \alpha, \theta}(f^*)$

$$\Gamma_{y^r, \alpha, \theta}(f^*) = \Pi_{y^r, \alpha, \theta}(f^*) \Leftrightarrow \ln \frac{y^p - f^*}{y^p} = \ln \frac{y^r - f^*}{y^r} - \beta \left[(1 + \theta) y^r - \theta f^* - \frac{1}{\beta} \right]$$

$$\text{Posons } g(f^*) = \ln \frac{y^p - f^*}{y^p} \text{ et } h(f^*) = \ln \frac{y^r - f^*}{y^r} - \beta \left[(1 + \theta) y^r - \theta f^* - \frac{1}{\beta} \right]$$

$$g'(f^*) = -\frac{1}{y^p - f^*} < 0 \text{ et } h'(f^*) = -\frac{1}{y^r - f^*} + \theta\beta < 0 \text{ (grâce à (*))}.$$

$$\begin{cases} g \text{ et } h \text{ continues et décroissantes} \\ \lim_{f \rightarrow y^p} g(f) = -\infty \text{ et } \lim_{f \rightarrow y^r} h(f) = -\infty \\ g(0) = 0 \text{ et } h(0) = -\beta \left[(1 + \theta) y^r - \frac{1}{\beta} \right] < 0 \end{cases}$$

$$\Rightarrow \exists f^* < y^p \text{ tel que } \Gamma_{y^r, \alpha, \theta}(f^*) = \Pi_{y^r, \alpha, \theta}(f^*)$$

$$\text{Assertion 2 : } \frac{\partial \Pi_{y^r, \alpha, \theta}(f)}{\partial f} < \frac{\partial \Gamma_{y^r, \alpha, \theta}(f)}{\partial f} < 0 \text{ et } \frac{\partial C_{y^r, \alpha, \theta}(f)}{\partial f} < 0$$

$$\frac{\partial \Pi_{y^r, \alpha, \theta}(f)}{\partial f}(f) = -(1 - \alpha) \frac{1}{y^p - f} < 0$$

$$\frac{\partial \Gamma_{y^r, \alpha, \theta}(f)}{\partial f}(f) = -(1 - \alpha) \frac{1}{y^p - f} + (1 - \alpha) \beta \theta < 0 \quad (\text{grâce à } (*))$$

$$\text{On en déduit que } \frac{\partial \Pi_{y^r, \alpha, \theta}(f)}{\partial f}(f) < \frac{\partial \Gamma_{y^r, \alpha, \theta}(f)}{\partial f}(f) < 0$$

Par ailleurs, $\frac{\partial C_{y^r, \alpha, \theta}(f)}{\partial f}(f) = -\beta \theta n^r - \alpha \left\{ \frac{1}{\bar{y} - \tilde{f}(y^p)} - \frac{\frac{n^r}{N} \theta}{\bar{y} - \frac{n^r}{N} (y^r + \theta c^r - \frac{1}{\beta})} \right\}$. On a, grâce à (*), $\tilde{f}(y^p) > \frac{n^r}{N} \left(y^r + \theta c^r - \frac{1}{\beta} \right)$, donc $\frac{1}{\bar{y} - \tilde{f}(y^p)} - \frac{\frac{n^r}{N} \theta}{\bar{y} - \frac{n^r}{N} (y^r + \theta c^r - \frac{1}{\beta})} > 0$. On obtient donc l'inégalité, $\frac{\partial C_{y^r, \alpha, \theta}(f)}{\partial f}(f) < 0$

$$\text{Assertion 3 : } \tilde{f}(y^p) |_{\alpha=0} > f^*$$

$$\tilde{f}(y^p) |_{\alpha=0} \text{ est tel que } \ln \frac{y^p - \tilde{f}}{y^p} + \beta n^r \left[(1 + \theta) y^r - \theta \tilde{f} - \frac{1}{\beta} \right] = 0$$

$$\text{Posons } Z(\tilde{f}) = \ln \frac{y^p - \tilde{f}}{y^p} + \beta n^r \left[(1 + \theta) y^r - \theta \tilde{f} - \frac{1}{\beta} \right]$$

$$Z'(\tilde{f}) = -\frac{1}{y^p - \tilde{f}} - \beta \theta n^r < 0 \text{ donc } Z \text{ est strictement décroissante}$$

$$Z(0) = \beta n^r \left[(1 + \theta) y^r - \frac{1}{\beta} \right] > 0 \text{ et } \lim_{\tilde{f} \rightarrow y^p} Z(\tilde{f}) = -\infty \Rightarrow \exists \tilde{f} \text{ tel que } Z(\tilde{f}) = 0.$$

$$\text{On a } Z(f^*) = \ln \frac{y^p - f^*}{y^p} + n^r \left[\ln \frac{y^r - f^*}{y^r} - \ln \frac{y^p - f^*}{y^p} \right] = (1 - n^r) \ln \frac{y^p - f^*}{y^p} + n^r \ln \frac{y^r - f^*}{y^r}.$$

$$\text{Posons } a(f) = (1 - n^r) \ln \frac{y^p - f}{y^p} + n^r \ln \frac{y^r - f}{y^r}.$$

$$\text{On a } da(f)/df = -(1 - n^r) \frac{1}{y^p - f} - n^r \frac{1}{y^r - f} = \frac{f + (n^r - 1)y^r - n^r y^p}{(y^p - f)(y^r - f)} > 0.$$

La fonction $a(f)$ est donc croissante avec f . Comme $a(0) = 0$, on en déduit que $a(f) \geq 0 \quad \forall f$. Par conséquent $Z(f^*) > 0$, Z strictement décroissante et $Z(\tilde{f}) = 0$ implique que $\tilde{f}(y^p) |_{\alpha=0} > f^*$.

Assertion 4 : $\frac{\partial \tilde{f}(y^p)}{\partial \alpha} > 0$

$$\begin{aligned}
 & d\alpha \left[-\ln \frac{y^p - \tilde{f}(y^p)}{y^p} + \ln \frac{\bar{y} - \tilde{f}(y^p)}{(y^p)^2} + \ln \left(\frac{n^r}{N} \frac{1}{\beta} + \frac{n^p}{N} y^p - \frac{n^r}{N} \theta \left(y^r - \tilde{f}(y^p) \right) \right) \right] \\
 &= d\tilde{f}(y^p) \left[(1 - \alpha) \frac{1}{y^p - \tilde{f}(y^p)} + \alpha \frac{1}{\bar{y} - \tilde{f}(y^p)} + \beta \theta n^r - \alpha \frac{\frac{n^r}{N} \theta}{\bar{y} - \frac{n^r}{N} \left(y^r + \theta c^r - \frac{1}{\beta} \right)} \right] \\
 &= d\tilde{f}(y^p) \left[\frac{1 - \alpha}{y^p - \tilde{f}(y^p)} + \beta \theta n^r + \alpha \left\{ \frac{1}{\bar{y} - \tilde{f}(y^p)} - \frac{\frac{n^r}{N} \theta}{\bar{y} - \frac{n^r}{N} \left(y^r + \theta c^r - \frac{1}{\beta} \right)} \right\} \right] \\
 & d\alpha \left[\ln \frac{\bar{y} - \tilde{f}(y^p)}{y^p - \tilde{f}(y^p)} + \ln \frac{\bar{y} - \frac{n^r}{N} \left(y^r + \theta c^r - \frac{1}{\beta} \right)}{y^p} \right] \\
 &= d\tilde{f}(y^p) \left[\frac{1 - \alpha}{y^p - \tilde{f}(y^p)} + \beta \theta n^r + \alpha \left\{ \frac{1}{\bar{y} - \tilde{f}(y^p)} - \frac{\frac{n^r}{N} \theta}{\bar{y} - \frac{n^r}{N} \left(y^r + \theta c^r - \frac{1}{\beta} \right)} \right\} \right]
 \end{aligned}$$

L'assertion 4 s'obtient grâce à (*) :

$$\frac{\bar{y} - \frac{n^r}{N} \left(y^r + \theta c^r - \frac{1}{\beta} \right)}{y^p} > 1 \quad \text{et} \quad \frac{1}{\bar{y} - \tilde{f}(y^p)} - \frac{\frac{n^r}{N} \theta}{\bar{y} - \frac{n^r}{N} \left(y^r + \theta c^r - \frac{1}{\beta} \right)} > 0$$

Ces quatre assertions montrent que le niveau f^{mel} d'équilibre mélangeant appartient à l'intervalle $[0, \tilde{f}(y^p)]$

Les croyances $m = \frac{n^r - 1}{N - 1}$ de l'équilibre mélangeant sont tirées des stratégies d'équilibre et sont conformes à la règle de Bayes.

PARTIE II

Par ailleurs, l'équilibre mélangeant maximise les fonctions d'utilité des agents riches et pauvres pour une même croyance m (probabilité d'être un riche). Pour ces niveaux de dépense et de croyance, les utilités des agents sont respectivement :

Riche

$$W^r(f, m) = (1 - \alpha) \left[\ln(y^r - f^p) + \ln \frac{1}{\beta} \right] + \\ \alpha \left[\ln(m(y^r - y^p) + y^p - f) + \ln \left(\frac{1}{\beta} - \theta(m(y^r - y^p) + y^p - f) \right) \right] + \\ \beta n^r \left\{ m(y^r - y^p) + y^p - \frac{1}{\beta} + \theta(m(y^r - y^p) + y^p - f) \right\}$$

Pauvre

$$W^p(f, m) = (1 - \alpha) [\ln(y^p - f^p) + \ln((1 + \theta)y^p - \theta f^p)] + \\ \alpha \left[\ln(m(y^r - y^p) + y^p - f) + \ln \left(\frac{1}{\beta} - \theta(m(y^r - y^p) + y^p - f) \right) \right] + \\ \beta n^r \left\{ m(y^r - y^p) + y^p - \frac{1}{\beta} + \theta(m(y^r - y^p) + y^p - f) \right\}$$

Posons :

$$H_1(f) = (1 - \alpha) \left[\ln(y^r - f^p) + \ln \frac{1}{\beta} \right] \\ H_2(f) = (1 - \alpha) [\ln(y^p - f^p) + \ln((1 + \theta)y^p - \theta f^p)] \\ H(f) = \alpha \left[\ln(m(y^r - y^p) + y^p - f) + \ln \left(\frac{1}{\beta} - \theta(m(y^r - y^p) + y^p - f) \right) \right] + \\ \beta n^r \left\{ m(y^r - y^p) + y^p - \frac{1}{\beta} + \theta(m(y^r - y^p) + y^p - f) \right\}$$

Alors, les utilités W ci-dessus se réécrivent :

$$Riche : W^r(f, m) = H_1(f) + H(f)$$

$$Pauvre : W^p(f, m) = H_2(f) + H(f)$$

Le point f d'équilibre vérifie les conditions :

$$H'_1(f) + H(f) = 0 \text{ et } H'_2(f) + H(f) = 0$$

En particulier, on doit avoir : $H'_1(f) = H'_2(f)$

$$\text{Autrement dit, } \frac{-1}{y^r - f} = \frac{-1}{y^p - f} - \frac{\theta}{(1 + \theta)y^p - \theta f}$$

Ce qui implique, après résolution, que f vérifie l'équation :

$$f = y^r - \frac{\sqrt{\Delta}}{\theta} \text{ où } \Delta = \theta^2(y^r)^2 - \theta(1+2\theta)y^py^r + \theta(1+\theta)(y^p)^2$$

$$\text{On a : } \frac{\partial f}{\partial \theta} = -\frac{y^p(y^r - y^p)}{2\theta\sqrt{\Delta}} < 0, \text{ pour } \alpha \neq 1 \text{ fixé}$$

On en déduit que le niveau de dépense f décroît avec θ (**Proposition 2**)

ANNEXE 2 : Existence d'un équilibre séparateur

En supposant simplement que si un individu effectue une dépense ostentatoire alors il est considéré comme riche, les contraintes d'incitation dans le cas d'un équilibre séparateur sont :

(a) *Pour un riche pratiquant f^r*

$$\begin{aligned} \ln(y^r - f^r) + \ln \frac{1}{\beta} + \beta n^r \left[(1+\theta)y^r - \theta f^r - \frac{1}{\beta} \right] \geq \\ (1-\alpha) \left[\ln y^r + \ln \frac{1}{\beta} + \beta \left[(1+\theta)y^r - \theta f^r - \frac{1}{\beta} \right] \right] + 2\alpha \ln y^p \end{aligned}$$

(b) *Pour un pauvre pratiquant f^p*

$$\begin{aligned} 2\ln y^p \geq (1-\alpha) [\ln(y^p - f^p) + \ln((1+\theta)y^p - \theta f^p)] + \\ \alpha \left[\ln(y^r - f^p) + \ln \frac{1}{\beta} \right] + \beta n^r \left[(1+\theta)y^r - \theta f^p - \frac{1}{\beta} \right] \end{aligned}$$

Les valeurs critiques $\hat{f}(y^r)$ et $\hat{f}(y^p)$ sont telles que les contraintes (a) et (b) sont respectivement valides à l'égalité. La contrainte (a) est équivalente à :

$$\Theta_{y^r, \alpha, \theta}(f^r) \geq -D_{y^r, \alpha, \theta}(f^r)$$

où :

$$\begin{aligned} \Theta_{y^r, \alpha, \theta}(f) &= \ln(y^r - f) - (1-\alpha) \ln y^r - (1-\alpha) \beta \left[(1+\theta)y^r - \theta f - \frac{1}{\beta} \right] - 2\alpha \ln y^p \\ D_{y^r, \alpha, \theta} &= \alpha \ln \frac{1}{\beta} + \beta n^r \left[(1+\theta)y^r - \theta f - \frac{1}{\beta} \right] \end{aligned}$$

De façon analogue, la contrainte (b) est équivalente à :

$$\Psi_{y^r, \alpha, \theta}(f^p) \geq -D_{y^r, \alpha, \theta}(f^p)$$

où :

$$\Psi_{y^r, \alpha, \theta}(f) = (1 - \alpha) \ln(y^p - f) + \alpha \ln(y^r - f) - (1 - \alpha) \ln((1 + \theta)y^p - \theta f)$$

1) On montre qu'il existe une valeur unique f^* telle que $\Theta_{y^r, \alpha, \theta}(f^*) = \Psi_{y^r, \alpha, \theta}(f^*)$

Cette égalité est équivalente à : $\ln \frac{y^r - f^*}{y^r} = \ln \frac{y^p - f^*}{y^p} + \beta \left[(1 + \theta)y^r - \theta f^* - \frac{1}{\beta} \right]$, et on remarque que f^* est identique à la valeur calculée en Annexe 1.

2) On prouve que : $\frac{\partial \Psi_{y^r, \alpha, \theta}(f)}{\partial f} < \frac{\partial \Theta_{y^r, \alpha, \theta}(f)}{\partial f} < 0$, ce qui implique que $\hat{f}(y^p)|_{\alpha=0} = \tilde{f}(y^p)|_{\alpha=0}$ et donc que $\hat{f}(y^p)|_{\alpha=0} > f^*$

3) De la contrainte d'incitation (b), on déduit, comme dans l'Annexe 1, que $\frac{\partial \hat{f}(y^p)}{\partial \alpha} > 0$

4) Cette dernière inégalité et le fait que f^* est indépendant de α impliquent que $\hat{f}(y^p)|_{\alpha>0} = \tilde{f}(y^p)|_{\alpha=0} > f^*$, ce qui combiné au résultat du point **2)** permet de déduire que : $\hat{f}(y^r) > \hat{f}(y^p)$

5) Il s'en suit immédiatement que f^{sep} appartient à l'intervalle $\left[\hat{f}(y^p), \hat{f}(y^r) \right]$

6) Les croyances de l'équilibre séparateur sont obtenues en utilisant les stratégies d'équilibre, et elles obéissent à la règle bayésienne.

Conclusion Générale

Dans cette thèse, nous avons étudié sous différents aspects le rôle des interactions sociales dans la situation économique des ménages ivoiriens, notamment en ce qui concerne l'offre de travail et l'utilisation du budget familial. Les analyses proposées ont reposé sur plusieurs approches. Les approches économétriques ont permis l'analyse d'hypothèses comportementales basées sur les données des enquêtes ménages ivoiriens EP93, ENV98 et ENV02. Une approche théorique d'explication du statut social a permis d'effectuer une analyse positive de l'incidence des interactions sociales sur les choix de consommation et les conséquences en terme de culture de pauvreté. Ces éléments avaient été très rarement abordés de manière directe dans la littérature économique.

En premier lieu, à travers l'étude des caractéristiques socioéconomiques des ménages, les facteurs importants pour les constructions de groupes de référence sont identifiés. Le groupe de référence d'un individu est constitué soit des individus de son voisinage résidentiel (regroupement par proximité géographique), soit des individus avec lesquels il a en commun certaines caractéristiques (proximité sociale). Puis, la réflexion a porté sur l'influence des groupes de référence sur la détermination du type d'occupation du chef de ménage. Ensuite, nous avons analysé les influences des interactions sociales sur la répartition du budget familial entre les principaux postes de dépenses, plus précisément nous avons mesuré la réactivité des principales

dépenses de consommation aux variations des ressources. Cette approche s'inscrit dans une littérature récente relative aux comportements des agents économiques qui ne sont pas associés à des mécanismes marchands.

Nous pouvons relever plusieurs résultats importants dans cette thèse. Premièrement, il apparaît que *l'influence du groupe de référence du ménage semble importante dans les décisions d'occupation* des chefs de ménages en Côte d'Ivoire. Le modèle logistique multinomial emboîté utilisé identifie à un premier niveau les caractéristiques individuelles et familiales importantes pour la décision de participer ou non au marché du travail, puis à un second niveau les facteurs déterminants du choix du segment du marché du travail. Les voisinages résidentiels et les groupes socioéconomiques sont pris comme le groupe de référence du ménage ; la nature discrète de la variable d'intérêt (choix du segment du marché du travail) favorise l'identification des effets des interactions sociales. Ainsi, bien que les caractéristiques individuelles (âge, sexe) et familiales (nombre d'enfants, nombre d'actifs, ...) semblent importantes lorsqu'un individu décide de participer au marché du travail, l'influence de la proportion d'actifs dans son groupe de référence apparaît comme capitale. La probabilité de participation au marché du travail est en effet positivement corrélée à la proportion d'actifs dans le groupe de référence. Ce résultat permet d'expliquer certaines situations d'hystérésis du chômage. Par ailleurs, concernant le choix du segment du marché du travail, les implications de la théorie du capital humain sont validées : les individus effectuent une analyse coût (année de formation) - bénéfice (revenu escompté).

Deuxièmement, *les interactions sociales interviennent significativement dans la structure des dépenses des ménages*. L'analyse du comportement de consommation des ménages ivoiriens met en évidence plusieurs caractéristiques des principales fonctions de consommation. Relativement aux élasticités-richeesse des biens, l'Alimentation et le Logement sont les seuls biens qui apparaissent clairement comme des biens normaux entre 1993 et 2002. Ce résultat est similaire à celui obtenu par Lollivier (1999) sur données françaises de 1994. Relativement aux habitudes de consommation, l'étude révèle que l'effet des habitudes de consommation est plus importante pour les dépenses d'Alimentation et de Transport tandis que celui-ci reste non significatif pour l'Education, la Santé, l'Habillement et les Transferts. Les degrés de sensibilité de la consommation aux groupes de référence (ostentation de la consommation) a été analysé. L'analyse a permis de retenir le classement suivant des principaux postes de dépenses par force décroissante d'ostentation : Logement, Transfert, Transport, Education, Santé, Habillement, Alimentation. Ce classement semble assez différent de celui obtenu par Kapteyn et Alessie (1991) sur données hollandaises. En outre, les résultats d'estimation des paramètres des dépenses d'alimentation se révèlent être une illustration de la notion de loi d'Engel relative développée par Gardes (2006). En effet, la dépense alimentaire des ménages dépend négativement du positionnement relatif du ménage dans sa classe de référence.

Troisièmement, les interactions sociales via les groupes de référence et la consommation ostentatoire des biens peuvent être reliées analytiquement dans un modèle de recherche du statut social. *La consommation ostentatoire apparaît alors comme le moyen de signaler* aux membres de son groupe de référence son niveau global de ressources inobservables, et ainsi d'acquérir un niveau de statut social. L'étude permet de montrer que dans une telle situation, les possibilités pour des individus

(ou ménages) de sortir d'une situation de pauvreté par une utilisation relativement correcte de leurs ressources en garantissant une sorte d'investissement pour le futur pourraient être complètement inexploitées. Ce modèle constitue donc une modélisation de la culture de pauvreté. La culture de pauvreté apparaît du fait que l'augmentation de l'utilité avec l'acquisition du statut social n'est certainement pas prise en compte dans les mesures du bien-être uniquement basée sur les différentiels de pouvoirs d'achat.

Parallèlement à ces principaux résultats, cette thèse aborde implicitement les questions de *pauvreté* et d'*inégalité*. En effet, l'analyse de facteurs socioéconomiques explicatifs des niveaux de vie des ménages permet d'identifier les facteurs déterminants pour les pauvres d'une part et pour les non pauvres d'autre part si l'on est capable de fixer un seuil de pauvreté. C'est également une étude des déterminants des inégalités dès lors que les ménages sont classés par niveaux de vie le long d'une distribution de niveau de vie. Si cette démarche apparaît comme une approche empirique de la pauvreté des individus, la modélisation de la culture de pauvreté est une approche théorique et positive de la situation de pauvreté.

Sans entrer dans les détails, il faut souligner que lors de ces travaux sur les interactions sociales, une attention particulière a été portée sur la résolution des problèmes d'identification. D'abord, le modèle de choix discrets avec interactions sociales utilisé pour l'étude des choix d'occupation a permis de séparer les différents effets d'interactions sociales sans le recours à des techniques économétriques sophistiqués. Puis dans le cas de la modélisation linéaire de la consommation, l'utilisation des groupes de référence et des comportements passés des individus permettent d'identifier les effets.

Les résultats présentés dans cette thèse soulignent les difficultés à prendre en compte les interactions sociales dans l'analyse économique des comportements des individus. Des études récentes insistent sur les mécanismes qui génèrent les interactions sociales (Moffitt, 2001). Les résultats de la thèse nous semblent utiles pour deux principales raisons. D'une part, ils améliorent la compréhension des mécanismes comportementaux des individus, et notamment ceux relatifs à l'occupation et à l'utilisation des ressources. Ils pourraient être considérés dans de nouveaux développements théoriques et empiriques. D'autre part, ils constituent un ensemble d'éléments pouvant être pris en compte lors de l'évaluation des politiques publiques, tels que les politiques de lutte contre le chômage, de réduction de la pauvreté et des inégalités.

En effet, l'accroissement de la consommation familiale, base de l'élévation du niveau de vie des populations, apparaît comme l'objectif mais aussi comme l'élément moteur de toute croissance économique. L'absence de marché intérieur est toujours présentée comme l'un des éléments essentiels du diagnostic général du sous développement. Toute politique de développement a donc normalement pour but d'intégrer les masses dans le circuit des échanges internes et de rompre le cercle vicieux : la production est limitée faute de débouchés internes, qui ne peuvent se créer faute de pouvoir d'achat ; lequel ne peut se créer faute de débouchés pour les produits. On connaît le principe thérapeutique correspondant : une distribution de revenus (à partir de l'implantation d'un pôle de développement, par exemple) entraîne une augmentation de la demande de biens de consommation, qui commande un accroissement de la production ; lequel accroissement permet à son tour une augmentation de revenus donnant naissance à une nouvelle augmentation de la demande, etc.

La dépense ostentatoire devrait attirer l'attention du planificateur sur les limites d'une analyse basée sur cette notion de flux économique, puisque son étude révèle que l'augmentation du revenu monétaire peut ne pas se traduire forcément par une amélioration de la consommation, point de départ d'une élévation du niveau de vie dont le dynamisme permettrait une anticipation de la demande. Par exemple, il est maintenant assez bien établie que la bourgeoisie des pays en voie de développement - contrairement à la bourgeoisie occidentale pendant la période de "décollage" - se caractérise par une faible propension à investir : la plus grande partie du revenu sert en dépenses de luxe et de prestige, "consommation somptuaire de classes privilégiées"¹⁵, que préfigurent les dépenses ostentatoires. Elles expriment la première coupure entre la masse et les enrichis, qui achètent des biens au fur et à mesure que leurs revenus s'accroissent et qu'ils accaparent les postes politiques. Les ressources financières qui pénètrent dans les économies familiales ne servent donc pas seulement à l'achat de biens de consommation, mais également à l'achat de prestige que l'on peut qualifier d'aberrants eu égard à l'utilisation prévue par le planificateur. De ce fait, tout accroissement du revenu monétaire peut difficilement être considéré comme une augmentation du pouvoir d'achat rendant possible le calcul de l'augmentation de la consommation correspondante.

Par ailleurs, telle qu'il a été donné de le constater dans cette thèse, l'analyse des relations de causalité à partir de données individuelles devrait fonder les pistes de recherches à venir. En effet, sur le plan empirique, l'analyse des interactions sociales repose largement sur le traitement des obstacles à leur identification. La relation de

¹⁵Selon Duran (1967), cette expression vient du Rapport de la commission présidée par le Professeur Jeanneney, qui proposa au Gouvernement français les grandes lignes d'une "politique de coopération avec les pays en développement", p. 12 du texte publié par la Documentation Française (1963).

causalité entre le comportement du groupe de référence et celui de l'individu dépend des hypothèses concernant d'une part les méthodes économétriques mises en oeuvre et, d'autre part le choix et la construction des groupes de référence. L'approche des comportements sur des panels réels et plus longs permettrait de distinguer sans hypothèse d'échantillonnage les différents effets, ce qui n'est pas aisé sur des données de pseudo-panel en deux vagues. Les effets associés à des petits groupes d'individus, comme un groupe d'amis, se révèlent particulièrement intéressants en termes d'interactions sociales dans la mesure où il n'y a pas de doute sur le fait que ces individus communiquent entre eux. Cependant, la formation de ces groupes repose largement sur un processus de sélection à identifier et à intégrer dans la modélisation.

Les travaux présentés dans cette thèse s'inscrivent dans l'analyse générale des comportements, en particulier celle des comportements dans les économies en développement caractérisées par une forte prévalence de coutumes et traditions parfois en déphasage avec les systèmes de production moderne. Nous espérons qu'ils connaîtront des approfondissements et qu'ils pourront, à leur niveau, servir d'appui pour établir de nouvelles pistes de recherches sur ces thèmes.

Références

- AKERLOFF, G., J. YELLEN, ET M. KATZ (1996) : “An Analysis of Out-of-Wedlock Childbearing in the United States,” *Quarterly Journal of Economics*, 111, 277–317.
- ALESSIE, R., R. GRADUS, ET B. MELENBERG (1990) : “The problem of not observing small expenditures in a consumer budget survey,” *Journal of Applied Econometrics*, 5, 151–167.
- ALESSIE, R. ET A. KAPTEYN (1988) : “Preference Formation, incomes and the distribution of welfare,” *Journal of Behavioral Economics*, 17, 77–96.
- (1991) : “Habit Formation, Interdependent Preferences and Demographic Effects in the Almost Ideal Demand System,” *Economic Journal*, 101, 404–419.
- ANDERSON, S., A. DE PALMA, ET J. THISSE (1992) : “Discrete Choice theory of Product Differentiation,” Tech. rep., Cambridge : MIT Press.
- ARONSSON, T., S. BLOMQUIST, ET H. SACKLÉN (1999) : “Identifying Interdependent Behavior in an Empirical Model of Labor Supply,” *Journal of Applied Econometrics*, 14, 607–626.
- BAGWELL, L. ET D. BERNHEIM (1996) : “Veblen Effects in Theory of Conspicuous Consumption,” *The American Economic Review*, 349–373.
- BANERJEE, A. (1992) : “A Simple Model of Herd Behaviour,” *Quarterly Jour-*

- nal of Economics*, 107, 797–817.
- BANERJEE, A. V. ET T. BESLEY (1990) : “Peer Group Externalities and Learning Incentives : A Theory of Nerd Behavior,” Working Paper 68, Princeton University.
- BECKER, G. (1964) : *Human Capital*, Columbia University Press : National Bureau of Economic Research.
- BENABOU, R. (1993) : “Working of a City : Location, Education and Production,” *Quarterly Journal of Economics*, 108, 619–652.
- (1996) : “Inequality and Growth,” *NBER Macroeconomics Annual*.
- BLANCIFORTI, L., G. RICHARD, ET G. KING (1986) : “U.S. Consumer Behavior Over the Postwar Period : An Almost Ideal Demand System Analysis,” Tech. Rep. 40, Giannini Foundation Monograph.
- BLINDER, A. ET A. DEATON (1985) : “The Time Series Consumption Function Revisited,” *Brooking Papers on Economic Activity*, 465–521.
- BLUME, L. E. (1993) : “The statistical mechanics of strategic interaction,” *Games and Economic Behavior*, 4, 387–424.
- BOSKIN, M. J. (1974) : “A Conditional Logit Model of Occupational Choice,” *Journal of Political Economy*, 82, 389–398.
- BROCK, W. (1993) : “Pathways to Randomness in the Economy : Emergent Nonlinearity and Chaos in Economics and Finance,” Working papers, Santa Fe Institute.
- BROCK, W. ET S. DURLAUF (2001a) : “Discret Choice with Social Interactions,” *Review of Economic Studies*, 68, 235–60.
- (2001b) : “Interactions-Based Models,” dans *Handbook of Econome-*

- trics*, ed. par J. Heckman et E. Leamer, Elsevier Science B. V.
- BROWNING, M., A. DEATON, ET M. IRISH (1985) : “A profitable approach to labor supply and commodity demands over the life-cycle,” *Econometrica*, 53, 503–544.
- CAHUC, P., H. KEMPF, ET T. VERDIER (2001) : “Interactions sociales et comportements économiques,” *Annales d’économie et de statistiques*, 63-64, 6–13.
- CAMPBELL, J. ET A. DEATON (1989) : “Why Is Consumption So Smooth ?” *The Review of Economic Studies*, 3, 357–374.
- CARROLL, D., R. OVERLAND, ET N. WEIL (1995) : “Saving and Growth with Habit Formation,” Working paper, FEDS.
- CASE, A. ET L. KATZ (1991) : “The Company You Keep : The Effects of Family and Neighborhood on Disadvantaged Youth,” Working paper, NBER.
- CLARK, A. (1996) : “L’utilité est-elle relative ? Analyse à l’aide de données sur les ménages,” *Economie et Prévision*, 151–164.
- (2001) : “Interactions In Labour Force Status, As Revealed By Proxy Utility Data,” *Annales d’Economie et de Statistique*, 63-64, 21–37.
- CLARK, A. ET Y. LOHÉAC (2006) : “It wasn’t me, It was them : Social Influence in Risky Behavior by Adolescents,” *Journal of Health Economics*.
- CLARK, A. ET J. OSWALD (1998) : “Comparison-concave Utility and Following Behavior in Social and Economic Settings,” *Journal of Public Economics*, 70, 133–155.
- COASE, R. (1960) : “The problem of social cost,” *The Journal of Law and Economics*, 2, 1–40.

- COGNEAU, D. (2004) : “Commentaires sur l’intervention de François Bourguignon,” *Afrique Contemporaine*, 3, 57–66.
- COMBARNOUS, F. (1999) : “La mise en oeuvre du modèle logistique multinomial emboîté dans l’analyse de la participation au marché du travail,” Tech. rep., Centre d’économie du développement, Université Montesquieu-Bordeaux IV.
- CONSTANT, A. ET K. ZIMMERMAN (2003) : “The Dynamics of Repeat Migration : A Markov Chain Analysis,” Discussion papers, IZA.
- COOPER, R. ET A. JOHN (1988) : “Coordinating Coordination Failures in Keynesian Models,” *Quarterly Journal of Economics*, 103, 441–464.
- COULOMBE, H. ET A. MCKAY (2000) : “Assessing the Robustness of Changes in Poverty in Ghana over the 1990s,” Tech. rep., World Bank and UK Department for International Development.
- CROCKETT, G. (1991) : “A Logit Model of Labour Market Influences on the Choice of Occupation,” *The Journal of Industrial Relations*, 309–328.
- DEATON, A. (1985) : “Panel Data from Time Series of Cross-Section,” *Journal of econometrics*, 99, 109–126.
- (1987) : “Life-Cycle Models of Consumption : Is the Evidence Consistent With the Theory ?” dans *Advances in economic theory : Fifth World Congress*, ed. par T. F. Bewley, Cambridge University Press, 121–148.
- DEATON, A. ET J. MUELLBAUER (1980) : “An Almost Ideal Demand System,” *American Economic Review*, 70, 312–336.
- DEATON, A. ET S. ZAIDI (1999) : “Guidelines for Constructing Consumption Aggregates for Welfare Analysis,” dans *Princeton University*, ed. par 192,

Working Paper.

DUESENBERY, J. S. (1949) : "Income, Saving, and the Theory of Consumer Behavior," Tech. rep., Harvard University Press, Cambridge.

DURAN, P. (1967) : *La consommation ostentatoire en milieu rural à Madagascar*, vol. 7 de 2, L'Homme.

DURLAUF, S. (1996) : "Statistical Mechanics Approaches to Socioeconomic Behavior," Tech. Rep. 0203, National Bureau of Economic Research, Inc.

——— (1997) : "Statistical Mechanical Approaches to Socioeconomic Behavior," dans *The Economy as a Complex Evolving System*, W. Brian Arthur, Steven N. Durlauf, and David Lane, vol. 2.

EL AYNAOUI, J.-P. (1997) : "Participation, choix occupationnel et gains sur un marché du travail segmenté : une analyse appliquée au cas du Maroc," Tech. Rep. 18, CED, Université Montesquieu-Bordeaux IV.

ENGEL, E. (1857) : "Die Productions und Consumtionverhältnisse des Königreichs Sachsen," dans *Mémoire de DES*, ed. par C. Berthomieu, Université de Paris, vol. 8-9.

EVANS, W., E. OATES, ET M. SCHWAB (1992) : "Measuring Peer Group Effect : A Study of Teenage Behavior," *Journal of Political Economy*, 100, 966–991.

FARRELL, J. ET G. SALONER (1985) : "Standardization, Compatibility, and Innovation," *RAND Journal of Economics*, 16, 70–83.

FASSASSI, R. (2005) : "Pauvreté humaine et fécondité en Côte d'Ivoire," Ph.D. thesis, Université de Versailles Saint-Quentin-En-Yvelines.

FERRER-I CARBONELL, A. (2005) : "Income and Well-being : An Empirical

- Analysis of Comparison Income,” *Journal of Public Economics*, 997–1019.
- FERRIS, G. ET T. MITCHELL (1987) : “The components of social influence and their importance for human resources research,” dans *Research in personnel and human resources management*, Greenwich, CT : JAI Press : K. Rowland G. Ferris, 103–128.
- FILER, R. (1986) : “The Role of Personality and Tastes in Determining Occupational Structure,” *Industrial and Labor Relations Review*, 39, 412–424.
- FOSTER, J., J. GREER, ET E. THORBECKE (1984) : “A class of Decomposable Poverty Measures,” *Econometrica*, 761–776.
- FRANK, R. (1985) : *Choosing the Right Pond : Human Behavior and the Quest for Status*, New York : Oxford University Press.
- FUHRER, J. (2000) : “Habit Formation in Consumption and its Implications for Monetary Policy Models,” *American Economic Review*, 90, 367–390.
- GARDES, F. (2004a) : “Riemannian Consumers,” Tech. rep., Université Paris I - Panthéon - Sorbonne.
- (2004b) : “The Time Structure of Cross-sections,” Tech. rep., Université de Paris I - Panthéon - Sorbonne.
- (2005) : “Y a-t-il un avenir pour la loi d’Engel ?” Tech. rep., Université de Paris I Panthéon-Sorbonne.
- GARDES, F. ET N. CARDOSO (1996) : “Caractérisation et analyse des comportements de consommation des ménages pauvres sur données individuelles françaises,” *Revue Économique*, 47, 33–46.
- GARDES, F., M. FORSÉ, Y. LOHÉAC, ET M. PARODI (2006) : “Comparing different social distance concepts on the Add Health Panel : Analysis of

social networks in a riemannian framework,” .

GARDES, F., S. LANGLOIS, ET D. RICHAUDEAU (1996) : “Cross-section versus time-series income elasticities of Canadian consumption,” *Economics Letters*, 51, 169–175.

GARDES, F. ET C. MONTMARQUETTE (2002) : “How Large is Your Reference Group?” Document de travail, CREST.

GAUYACQ, D. (1985) : *Les systèmes interdépendants de fonctions de consommation*, vol. 6 de 2, Prévision et Analyse Economique, Cahiers du Gamma.

GAVIRIA, A. ET S. RAPHAEL (1997) : “School-Based Peer Effects and Juvenile Behavior,” Working paper, University of California at San Diego.

GLAESER, E., B. SACERDOTE, ET J. SCHEINKMAN (1996) : “Crime and Social Interactions,” *Quarterly Journal of Economics*, 111, 507–548.

GLAESER, E. ET J. SCHEINKMAN (2000) : “Non-Market Interactions,” Working paper, NBER.

GONDARD-DELCROIX, C. ET S. ROUSSEAU (2004) : “Vulnérabilité et stratégies durables de gestion des risques : Une étude appliquée aux ménages ruraux de Madagascar,” *Développement Durable et Territoires*.

GORMAN, W. (1967) : “Tastes, Habits and Choices,” *International Economic Review*, 8, 218–222.

GREENE, W. (2003) : *Econometric analysis*, Prentice Hall, 5th ed.

GREENHALGH, C. ET M. STEWART (1985) : “The occupational status and mobility of British Men and Women,” *Oxford Economic Papers*, 37, 40–71.

GUICHARD, J. ET M. HUTEAU (2001) : *Psychologie de l’Orientation*, Paris : Dunod.

- HARPER, B. ET M. HAQ (1997) : “Occupational Attainment of Men in Britain,” *Oxford Economic Papers*, 49, 638–650.
- HAUSMAN, J. ET D. MCFADDEN (1984) : “Specification Tests for the Multinomial Logit model,” *Econometrica*, 52, 1219–1240.
- HAYAKAWA, H. ET Y. VENIERIS (1977) : “Consumer Interdependence via Reference Groups,” *Journal of Political Economy*, 85, 599–615.
- HERPIN, N. (2004) : *Sociologie de la consommation*, Repères.
- HOTZ, V., E. KYDLAND, ET L. SEDLACEK (1988) : “Intertemporal Preferences and Labor Supply,” *Econometrica*, 335–360.
- HOUTHAKKER, H. ET L. TAYLOR (1970) : “Consumer Demand in the USA. Analyses and Projections,” Tech. rep., Harvard University Press, Cambridge, MA.
- HUBER, P. (1967) : “The Behavior of Maximum Likelihood Estimates under Nonstandard Conditions,” *Proceedings of the Fifth Berkeley Symposium on Mathematical Statistics and Probability*, 1, 221–33.
- HYMAN, H. (1942) : “The Psychology of Qtatus,” dans *Readings in reference group theory and research*, ed. par H. H. . E.Singer, New York : Free Press : Archives of Psychology, 147–165.
- IRELAND, N. (1994) : “On Limiting the Market for Status Signals,” *Journal of Public Economics*, 53, 91–110.
- (1998) : “Status-seeking, income taxation and efficiency,” *Journal of Public Economics*, 70, 99–113.
- (2001) : “Status-Seeking by Voluntary Contributions of Money or Work,” *Annales d’Economie et de Statistique*, 63-64, 121–43.

- KAPTEYN, A. (1977) : "A Theory of Preference Formation," Ph.D. thesis, Leyden University.
- KAPTEYN, A., S. A. VAN DE GEER, H. DE STADT, ET T. WANSBEEK (1997) : "Interdependent Preferences : An Econometric Analysis," *Journal of Applied Econometrics*, 10, 665–686.
- KAPTEYN, A., H. VAN DE STADT, ET S. VAN DE GEER (1985) : "The relativity of utility : evidence from panel data," *The Review of Economics and Statistics*, 67, 179–187.
- KEMPF, H., F. JARAMILLO, ET F. MOIZEAU (2001) : "Conspicuous consumption, social status and clubs," *Annales d'Economie et de Statistique*, 63-64, 321–344.
- KOLLMAN, K., J. MILLER, ET S. PAGE (1997) : "Political Institutions and Sorting in a Tiebout Model," *The American Economic Review*, 87, 977–992.
- LACHAUD, J. P. (1994) : "Marché du Travail et Exclusion sociale en Afrique Francophone : quelques éléments d'analyse," Document de travail, Université de Bordeaux IV, Centre d'Economie du Développement.
- (1997) : "Pauvreté, dimension des ménages et genre au Burkina Faso," Document de travail, Université Montesquieu Bordeaux IV, Centre d'Economie du Développement.
- LEIBENSTEIN, H. (1950) : "Bandwagon, Snob and Veblen effects in the Theory of Consumer Demand," *Quarterly Journal of Economics*, 64, 183–207.
- LESER, V. (1963) : "Forms of Engel Functions," *Econometrica*, 31, 694–703.
- LOEHAC, Y. (2004) : "Analyses microéconomiques des comportements à risque," Ph.D. thesis, Université Paris I Panthéon-Sorbonne.

- LOLLIVIER, S. (1999) : “La consommation sensible aux variations de revenu, même sur le court terme,” *Economie et Statistique*, 324–325.
- LUTTMER, E. (2005) : “Neighbors as Negatives : Relatives Earnings and Well-Being,” *Quarterly Journal of Economics*, 3, 963–1002.
- MACURDY, T. (1983) : “A simple scheme for estimating an intertemporal model of labour supply and consumption in the presence of taxes and uncertainty,” *International Economic Review*, 24, 265–290.
- MANSKI, C. (1993) : “Identification of Endogenous Social Effects : The Reflection Problem,” *Review of Economic Studies*, 60, 531–542.
- (1995) : “Identification Problems in the Social Sciences,” Tech. rep., Harvard University Press, Cambridge, Massachusetts.
- (2000) : “Economic Analysis of Social Interactions,” *Journal of Economic Perspectives*, 14, 115–136.
- MARNIESSE, S. ET R. PECCOUD (2004) : “Introduction au Dossier spécial : Pauvreté, Inégalités et Croissance : quels enjeux pour l’aide au développement ?” *Afrique Contemporaine*, 3, 7–27.
- MARSHALL, A. (1920) : *Principles of Economics*, vol. 8, London : Macmillan.
- MASSARD, N. (1997) : *Externalités, apprentissage et dynamique technologique, un retour sur la notion de réseau*, Guilhaon B., Huard P., Orillard M., Zimmermann J.B., l’Harmattan ed.
- MAZUMDAR, D. (1989) : “The urban labor market and income markets in developing countries. Analysis and policy implications,” Seminar Papers 40, Banque Mondiale, Washington.
- MCFADDEN, D. (1980) : “Econometric Models of Probabilistic Choice Among

- Products,” *Journal of Bussiness*, 513–529.
- (1984) : “Econometric Analysis of Qualitative Response Models,” dans *Handbook of Econometrics*, Amsterdam : North Holland, vol. 2, 1395–1457.
- (1987) : “Regression Based Specification Tests for the Multinomial Logit Model,” *Journal of Econometrics*, 34, 63–82.
- MILLER, W. ET A. VOLKER (1985) : “Economic Progress in Australia : An Analysis of Occupational Mobility,” *Economic Record*, 61, 463–475.
- MOFFITT, R. (2001) : “Policy Interventions, Low-Level Equilibria and Social Interactions,” dans *Social Dynamics*, ed. par D. S. N. et H. P. Young, Brookings Institution.
- MOHAMED, A. (2003) : “Stratégies De Lutte Contre La Pauvreté Aux Comores,” Ph.D. thesis, Université Kofi Annan De Guinée.
- MUELLBAUER, J. (1986) : “The Assessment : Productivity and Competitiveness in British Manufacturing,” *Oxford Review of Economic Policy*, 2, 1–25.
- ORFALI, B. (1999) : “Groupe,” dans *Dictionnaire de Sociologie*, ed. par P. Akoun, A. et Ansart, Seuil : Collection Dictionnaires Le Robert, 247–249.
- OSCAR, L. (1960) : “The Culture of Poverty in Mexico City : Two Case Studies,” *The Economic Weekly*, 1–15.
- PIGOU, A. (1913) : “The Interdependence of Different Sources of Demand and Supply in The Market,” *Economic Journal*, 23, 19–24.
- POLLAK, R. (1970) : “Habit Formation and Dynamic Demand Functions,” *Journal of Political Economy*, 78, 745–763.

- (1976) : “Interdependent Preferences,” *American Economic Review*, 66, 309–20.
- POLLAK, R. ET T. WALES (1969) : “Estimation of the Linear Expenditure System,” *Econometrica*, 37, 611–628.
- (1981) : “Demographic Variables in Demand Analysis,” *Econometrica*, 1533–51.
- RAVALLION, M. (1996) : “Issues in measuring and modeling poverty,” *The economic journal*.
- RODGERS, G. (1989) : *Urban poverty and the labour market*, Genève : ILO.
- SCHELLING, T. (1971) : “Dynamic Models of Segregation,” *Journal of Mathematical Sociology*, 1, 143–186.
- SCHMIDT, P. ET R. STRAUSS (1975) : “The Prediction of Occupation Using Multiple Logit Models,” *International Economic Review*, 16, 471–486.
- SOETEVEENT, A. ET P. KOOREMAN (2004) : “A Discrete Choice Model with Social Interactions; an Analysis of High School Teen Behavior,” Working paper, University of Groningen.
- SPINNEWIJN, F. (1981) : “Rational Habit Formation,” *European Economic Review*, 15, 91–109.
- TOPA, G. (1997) : “Social Interactions, Local Spillovers and Unemployment,” mimeo, New York University.
- VAN SOEST, A., I. WOITTIEZ, ET A. KAPTEYN (1990) : “Labor Supply, Income Taxes, and Hours Restrictions in the Ketherlands,” *Journal of Human Resonrces*, 3, 5 17–58.
- VEBLEN, T. (1899) : “The Theory of the Leisure Class,” Tech. rep., Macmillan,

New York.

——— (1910) : “Christian Morals and the Competitive System,” *International Journal of Ethics*, 168–185.

WHITE, H. (1978) : “A heteroskedasticity consistent covariance matrix and a direct test for heteroskedasticity,” *Econometrica*, 817–38.

WOITTIEZ, I. ET A. KAPTEYN (1998) : “Social Interactions and Habit Formation in a Model of Female Labour Supply,” *Journal of Public Economics*, 70.

WORKING, H. (1943) : “Statistical Laws of Family Expenditure,” *Journal of the American Statistical Association*, 38, 43–56.

ZALOKAR, N. (1988) : “Male-Female Differences in Occupational Choice and Occupation-Specific Human Capital,” *Economic Inquiry*, 26, 59–74.

ZIMMERMANN, K. ET R. WINKELMANN (1998) : “Is Job Stability Declining in Germany? Evidence from Count Data Models,” *Applied Economics*, 30, 1413–1420.

RESUME

Cette thèse analyse les influences des interactions sociales sur les comportements économiques des ménages. L'originalité de l'approche réside dans le choix méthodologique de placer l'agent économique au sein de son environnement social. En effet, la démarche traditionnelle en économie privilégie l'étude des comportements en négligeant les influences sociales : les préférences sont indépendantes et exogènes.

Dans le cadre classique, l'agent économique est supposé rationnel, pleinement caractérisé par des contraintes de ressources et par une fonction de préférence donnée, indépendamment du contexte social dans lequel il évolue. Cette représentation s'avère peu adaptée à certaines réalités des comportements économiques, notamment l'observation fréquente que les personnes appartenant à un même groupe tendent à se comporter pareillement.

Poser la question de la nature et du sens des interactions sociales sur les comportements économiques des individus autorise une approche différente. Elle conduit en effet à préciser l'appartenance sociale des agents économiques par la détermination de leur groupe de référence à partir des caractéristiques observables. Elle souligne également la nécessité de construire des modèles économiques qui articulent impérativement les différentes dimensions sociales et qui permettent l'identification quantitative des effets. On s'interroge alors sur les effets des interactions sociales sur divers comportements économiques. Comment les offres de travail sont-elles influencées par les groupes sociaux d'appartenance ? Comment les interactions sociales agissent-elles sur les choix de consommation des ménages ?

Appliquée à la Côte d'Ivoire, cette démarche permet d'établir les résultats suivants :

- Sur les choix d'occupation des chefs de ménage, les implications de la théorie du capital humain sont confirmées : le niveau d'éducation et les revenus espérés sont des facteurs essentiels. Les choix des secteurs d'activité des chefs de ménage sont liés aux caractéristiques individuelles, familiales et sociales dans un modèle logit multinomial emboîté qui favorise l'identification des effets d'interactions sociales. Ainsi, les estimations sur données ivoiriennes de 1993 prouvent que les décisions des individus sont influencées par les choix des autres individus du groupe de référence ; la probabilité d'exercer sur un segment du marché du travail croît avec la proportion des individus du groupe qui exercent sur ce segment. En particulier, la probabilité de non participation au marché du travail dépend positivement de la prévalence de chômage dans le groupe de référence. Ce phénomène peut s'expliquer par un impact sur le bien-être du stigmate social associé au statut de chômeur qui dépend de l'intensité du chômage dans le groupe de référence.
- Sur les choix de consommation, le modèle économétrique utilisé est une version du modèle de système de demande AIDS (Almost Ideal Demand System) améliorée pour intégrer les caractéristiques familiales et celles des groupes de référence. Ce modèle permet de séparer les effets de richesse, les effets de la formation des habitudes de consommation et les effets de l'interdépendance des préférences. L'estimation de ce modèle a nécessité la construction d'un pseudo-panel de ménages à partir de trois bases de données ménages ivoiriens de 1993, 1998 et 2002. La réversibilité temporelle de la consommation est très clairement rejetée pour certains types de dépenses tels que l'Alimentation et le Transport : les habitudes de consommation jouent un rôle important. Les interdépendances des préférences ont une influence différenciée sur les principaux postes de dépenses ; les dépenses de Logement et de Transfert sont les plus sensibles à l'environnement social et donc les plus sujettes à des usages ostentatoires, les dépenses d'Alimentation y sont les moins sensibles. Par ailleurs, l'effet sur la consommation d'un changement de statut relatif au sein de sa classe de référence est observé ; la dépense alimentaire dépend du positionnement relatif du ménage dans son groupe de référence (loi d'Engel relative).

Enfin, dans une analyse positive de la culture de pauvreté, on montre que la consommation ostentatoire peut se justifier par la nécessité de reconnaissance sociale de l'individu dans la société. En tant que signal du niveau de vie parfois inobservable, elle peut permettre de catégoriser les individus. La recherche d'un certain niveau de statut social lié à l'opinion que les membres du groupe de référence pourraient se faire peut conduire à une surconsommation de certains biens. Des dépenses élevées en ces biens au détriment d'autres biens plus rentables peuvent alors réduire considérablement les opportunités futures de réduction de la pauvreté.

Mots-Clés : Interactions sociales, Comportement des ménages, Offre de travail, Interdépendances des préférences, Habitudes de consommation, Consommation ostentatoire, Statut social, Culture de pauvreté.